



UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA  
Instituto Superior de Economia e Gestão

DESEQUILÍBRIO NO MERCADO DE TRABALHO.  
O CASO PORTUGUÊS (1983 A 1991).

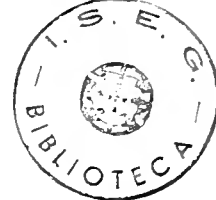
(UMA ABORDAGEM PELA ECONOMETRIA DO DESEQUILÍBRIO)

8º Mestrado em Matemática Aplicada à Economia e Gestão  
Área de Especialização: Estatística e Econometria

Orientador da Tese: Professor Dr. António Luís Silvestre

Armando Pedro Verdasca da Costa

Lisboa, Junho de 1993



## AGRADECIMENTOS

Agradeço as sugestões do Professor Dr. João Caravana S. Silva e do Doutor Carlos M. Robalo, os quais tiveram a amabilidade de ler uma primeira versão da presente dissertação.

Fico particularmente grato ao Professor Dr. António Luis Silvestre, orientador desta tese, por todos os comentários e sugestões recebidas. A sua preciosa ajuda foi imprescindível à realização deste trabalho.

Os erros e imprecisões ainda existentes são da exclusiva responsabilidade do autor.



*E porque há homens que se enganam ao raciocinar, mesmo sobre as mais simples matérias de geometria, nelas fazendo paralogismos, julgando eu estar sujeito a errar como qualquer outro, rejeitei como falsas todas as razões que anteriormente tomara por demonstrações.*

René Descartes, in **Discurso do Método**, p. 51.,  
Edições Europa América, 1982.

## RESUMO

A presente dissertação tem como principal objectivo o estudo do mercado de trabalho agregado em Portugal. Nomeadamente, procuramos modelizar o comportamento da procura e da oferta de trabalho, a partir, respectivamente, dos factores determinantes das intenções de empresários e trabalhadores quanto às disponibilidades de transacção do factor de produção "trabalho".

Neste estudo seguimos a chamada "abordagem do desequilíbrio", i.e., utilizamos como metodologia de investigação a econometria do desequilíbrio, aliás, à semelhança dos múltiplos trabalhos de natureza empírica efectuados para outras economias.

Esta dissertação desenvolve-se em duas partes: na primeira (capítulos 2 e 3), apresenta-se o instrumental analítico que serve de base às estimações efectuadas, sendo a segunda parte (capítulo 4), integralmente destinada ao tratamento econométrico dos dados e à análise dos resultados obtidos para a economia portuguesa.

A conclusão mais importante (e interessante) que podemos tirar dos resultados agora obtidos, é a de que o mercado de trabalho (agregado) em Portugal funcionou (entre 1983 II e 1991 IV), em desequilíbrio, registando-se frequentemente períodos de excesso de procura de trabalho.

A conclusão anterior é confirmada pelo facto da taxa de desemprego registada pela nossa economia ter sido frequentemente inferior à taxa natural de desemprego, evidenciando, assim, o sobre-emprego do factor de produção "trabalho".

Esta situação deveu-se, fundamentalmente, ao acentuado crescimento económico que caracterizou a economia portuguesa na última década.

**Palavras-chave:** Modelos de desequilíbrio (equilíbrio), regimes de procura (oferta), método da máxima verosimilhança; mercado de trabalho agregado, curva de Phillips e taxa natural de desemprego.

## ÍNDICE

AGRADECIMENTOS	2
RESUMO	4
ÍNDICE	5
1. Introdução	7

### (Primeira Parte)

## 2. Modelos de Desequilíbrio

2.1 Introdução	20
2.2 A forma canónica e algumas extensões	20
2.3 As técnicas de estimação	28
2.4 Discriminação entre regimes de procura e de oferta	48
2.5 Problemas computacionais	51
2.6 Especificações alternativas	
2.6.1 Introdução	53
2.6.2 O modelo de Chow, ou modelo de ajustamento parcial	54
2.6.3 O modelo de Rudebusch, ou modelo de equação indicatriz	62
2.6.4 Outras especificações	65

## 3. Equilíbrio, Desequilíbrio e Testes

3.1 Introdução	69
3.2 Correspondência entre equilíbrio e desequilíbrio	69
3.3 Teste no modelo canónico de desequilíbrio	73
3.4 Teste no modelo geral de desequilíbrio	76

(Segunda Parte)

4. Desequilíbrio no Mercado de Trabalho Português

4.1	Introdução	81
4.2	Os dados utilizados	83
4.3	Breve caracterização da evolução recente no mercado de trabalho em Portugal	84
4.4	Especificação e formalização da função procura de trabalho	89
4.5	Especificação e formalização da função oferta de trabalho	94
4.6	A quantidade de trabalho transaccionada (emprego)	103
4.7	Estimação e testes	
4.7.1	Os diferentes modelos a estimar	106
4.7.2	As estimativas para os parâmetros e a qualidade dos ajustamentos	
4.7.2.1	O modelo de equilíbrio walrassiano	112
4.7.2.2	Os modelos de excesso total de oferta ou de procura	120
4.7.2.3	Os modelos de desequilíbrio com equação de mínimo	124
4.7.2.4	Os modelos de Chow e de Rudebusch	145
5.	Conclusões	158
6.	Glossário de Variáveis	169

APÊNDICES

Apêndice 1	171
Apêndice 2	172
Apêndice 3	175
Apêndice 4	181
Apêndice 5	185
Apêndice 6	187

BIBLIOGRAFIA CITADA	189
---------------------	-----

ABSTRACT	196
----------	-----

ANEXO ESTATÍSTICO	197
-------------------	-----

## Introdução

Este estudo constitui uma dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Matemática Aplicada à Economia e Gestão.

No presente estudo procura-se aplicar ao mercado de trabalho em Portugal, a chamada "abordagem do desequilíbrio", i.e., utilizando como metodologia de investigação a teoria econométrica do desequilíbrio<sup>1</sup>.

A escolha deste tema e desta metodologia deve-se às razões que a seguir se referem.

Por um lado, o conhecimento atempado do modo de funcionamento do mercado de trabalho torna-se prioritário para a definição da política económica de qualquer país. Consequentemente, o estudo deste mercado constitui uma necessidade crucial a ter em conta na definição da política económica em geral, e, em particular, da política de rendimentos e preços da economia.

No caso português, esta necessidade é ainda mais premente, uma vez que começaram a ser exigidas maiores responsabilidades de informação estatística e planeamento económico (designadamente ao nível do cumprimento de determinadas metas em termos de convergência nominal), com a adesão de Portugal à Comunidade Europeia (CE).

Por outro lado, a justificação da utilização da metodologia do desequilíbrio neste trabalho deve-se, fundamentalmente, a dois aspectos: primeiro o próprio tipo de funcionamento do mercado, e

---

<sup>1</sup> Mais à frente (ainda neste capítulo), iremos distinguir melhor o conceito de desequilíbrio agora utilizado, nomeadamente contrapondo-o com outros significados, igualmente de uso corrente na economia, em particular também na econometria.

segundo, porque tal metodologia nunca antes foi utilizada no estudo do mercado de trabalho em Portugal, apesar de a mesma ter sido experimentada noutros países e mercados: Estados Unidos, Inglaterra, França, Bélgica, Austrália, Japão, etc.

Uma vez indicado o tema e o tipo de abordagem utilizada, vejamos mais em pormenor os objectivos essenciais que pretendemos alcançar com este estudo.

## Objectivos

Esta dissertação tem como principal objectivo o estudo do mercado de trabalho agregado em Portugal. Nomeadamente, procuramos modelizar o comportamento da procura e da oferta de trabalho, a partir, respectivamente, dos factores determinantes das intenções de empresários e trabalhadores quanto às disponibilidades de transacção do factor de produção "trabalho".

Não pretendemos, todavia, fazer uma análise exaustiva ou um estudo minucioso e completo do mercado de trabalho português, até porque a metodologia apresentada não é a única disponível, susceptível de poder ser aplicada à modelização do mercado em estudo. Permanecem, contudo, desde já, os seguintes objectivos como os principais a serem alcançados com esta dissertação:

i) Investigar os factores determinantes da procura e da oferta de trabalho, i.e., analisar, respectivamente, as intenções dos empregadores e trabalhadores quanto às disponibilidades de transacção do factor produtivo "trabalho", no mercado de trabalho agregado português;

ii) Determinar os regimes de excesso de oferta (desemprego) e excesso de procura de trabalho (sobre-emprego), averiguando, (a partir da aplicação dos testes estatísticos adequados), qual o tipo de desequilíbrio no mercado;



iii) Calcular estimativas para a taxa natural de desemprego, e, finalmente,

iv) A partir da abordagem do desequilíbrio seguida nesta dissertação, estimar a curva de Phillips para a economia portuguesa.

Para atingirmos os objectivos que acabamos de indicar, em nossa opinião, a metodologia mais adequada é a do desequilíbrio. Vejamos, seguidamente, que o mercado de trabalho é tipicamente um mercado que opera em desequilíbrio.

### Funcionamento do mercado de trabalho

Quando não se verificam determinados requisitos surgem situações que não são concorrencialmente perfeitas, de que resultam conflitos de interesses entre os agentes, i.e., divergências entre as suas intenções de oferta e de procura: desequilíbrio, ou como alguns autores preferem, "equilíbrio com racionamento".

Os requisitos que devem verificar-se para que tal não aconteça são, como é sabido, os seguintes:

i) a homogeneidade (as empresas produzem bens homogêneos para consumidores homogêneos);

ii) a atonicidade (existência de um grande número de compradores e vendedores de forma que nem uns nem outros, de *per si*, influenciam os preços);

iii) a mobilidade ou inexistência de barreiras à entrada (a entrada e saída do mercado por parte de compradores e vendedores manifesta-se sem restrições, existindo assim mobilidade sem dispêndio de recursos), e

iv) a informação perfeita ou simétrica (os compradores e vendedores deverão "conhecer" igualmente o mercado).

O cumprimento das condições anteriores levará à afectação óptima de recursos, dado que, nestes termos, os intervenientes no mercado (agentes compradores e vendedores), assumem comportamentos optimizadores, de acordo com as suas escalas de preferências.

Não obstante, ainda que alguns dos requisitos anteriores possam subsistir, raramente acontece verificarem-se simultaneamente, prevalecendo assim, de forma mais ou menos acentuada, situações de concorrência imperfeita.

Destas situações resulta o controlo de preços e/ou quantidades e, portanto, o desequilíbrio dos mercados<sup>2</sup>. Em consequência, torna-se imperioso (pelo menos em grande parte dos mercados), afastar desde logo os arquétipos consonantes com as hipóteses dos modelos de equilíbrio geral, dos modelos walrassianos.

No mercado de trabalho, em particular, raramente sucede verificarem-se os requisitos da "homogeneidade", da "atomicidade", da "mobilidade" e, sobretudo, da "informação perfeita ou simétrica".

Com efeito, o "trabalho" como factor de produção ou *produto* (serviço) transaccionado no seu próprio mercado, está longe de constituir um bem homogéneo, pois, nem todo o trabalho é igualmente qualificado. Ou porque nem todos os trabalhadores dispõem do mesmo nível de qualificações e habilitações académicas,

---

<sup>2</sup> Nas economias capitalistas as frequentes situações de monopólio (ou outras formas que possa assumir a cartelização entre agentes económicos), aparecem, normalmente, como os principais factores responsáveis pelas imperfeições dos mercados e, consequentemente, pela existência de desequilíbrios nos mesmos. Em contrapartida, nas economias planificadas (sobretudo nas vigentes até há bem pouco tempo nos países do Leste europeu), o controlo de preços e/ou quantidades, bem como outras formas que possa assumir a imperfeição dos mercados, devem-se, fundamentalmente, às práticas administrativas impostas pelas autoridades económicas.

ou porque não as desenvolvem e aplicam da mesma maneira. É, pois, um *produto* que depende da *natureza humana* de cada indivíduo.

Também, a atonicidade no mercado de trabalho está longe de ser uma realidade frequente. Por exemplo, a cartelização dos agentes é uma prática comum neste mercado: de um lado organizações patronais (dos agentes da procura), do outro lado organizações dos trabalhadores, ou sindicais (dos agentes da oferta)<sup>3</sup>.

Quanto à mobilidade ou inexistência de barreiras à entrada, também aqui existem factores dissuasores que impedem a perfeita mobilidade dos agentes.

Por parte das empresas, por exemplo, a falta de disponibilidades financeiras, a inovação tecnológica, a rigidez das leis laborais e a queda, ou simplesmente a estagnação da sua actividade económica (por diminuição das vendas, em resultado, por exemplo, do acréscimo da concorrência e/ou de desvios da procura para outros produtos), pode condicionar a contratação de mais trabalhadores<sup>4</sup>.

Do lado da oferta, a existência de outras fontes de rendimento que não as salariais conjugada com a possibilidade de apenas se conseguir um nível salarial reduzido, ou o facto de ser pouco provável obter emprego (por exemplo, por saturação do mercado), podem igualmente constituir factores determinantes do aumento do desemprego<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> Em Portugal, a partir da criação do Conselho Permanente de Consertação Social, em 1983, ficaram estabelecidas como organizações legítimas defensoras dos plenos direitos dos trabalhadores, os sindicatos, União Geral de Trabalhadores (UGT) e Confederação Geral dos Trabalhadores Portugueses (CGTP) e, por parte da classe patronal, a Confederação da Indústria Portuguesa (CIP), a Confederação do Comércio Português (CCP) e a Confederação da Agricultura Portuguesa (CAP).

<sup>4</sup> A reduzida procura de trabalho por parte das empresas, consequente do excesso de oferta no mercado de bens (por insuficiência da procura *efectiva*), traduz-se naquilo a que os economistas designam de "desemprego keynesiano".

<sup>5</sup> Quando a oferta de trabalho aumenta em consequência dos elevados

No que concerne à existência de informação perfeita ou simétrica no mercado de trabalho, não é verosímil admitir que ambos os agentes conhecem o mercado, nomeadamente as intenções uns dos outros, quer quanto às quantidades do factor trabalho que uns e outros estão dispostos a transaccionar, quer quanto aos preços (reais) a praticar. Por exemplo, é frequente suceder, na definição do nível de salários reais, que os agentes da procura utilizam um índice de preços relativo ao mercado de produto diferente daquele considerado pelos trabalhadores (ou por quem os represente, como os sindicatos).

Muitas vezes, as expectativas geradas quanto à evolução da inflação são até mesmo diametralmente opostas, gerando-se assim conflitos de interesses (ou de intenções), i.e., desequilíbrio. Estes conflitos podem, por vezes, não ser premeditados, bastando para isso que os agentes sejam míopes (em graus diferentes), sofrendo, portanto, de "ilusão monetária".

### O conceito de desequilíbrio

O termo "desequilíbrio" aqui utilizado não deve, naturalmente, ser confundido nem com o propósito implícito nos modelos dinâmicos, nem com o sentido que lhe conferem os adeptos da teoria da cointegração. Note-se, aliás, que nos modelos de desequilíbrio, no presente contexto, pode perfeitamente subsistir o equilíbrio no sentido de que não existem forças no mercado (ou fora dele), que alterem os valores da solução para as variáveis endógenas (estabilidade no sentido de Liapounov).

No quadro da teoria da cointegração, os modelos de mecanismo corrector do erro, como modelos dinâmicos, procuram captar os desequilíbrios de curto prazo, i.e., os desvios em relação à situação de equilíbrio de longo prazo, os quais, segundo esta

---

níveis de rendimento salarial, poderá surgir o chamado "desemprego clássico", i.e., o mercado de trabalho está em situação de excesso de oferta e o mercado de bens em excesso de procura.

abordagem, deverão ser limitados e temporários. As relações de longo prazo, ou de equilíbrio entre as variáveis económicas, são postuladas pela teoria económica como situações estruturais ou permanentes, devendo ser averiguadas empiricamente. A teoria da cointegração constitui a metodologia adequada ao teste e análise de tais relações<sup>6</sup>.

Analogamente ao que ocorre nos modelos de desequilíbrio, para os quais os desequilíbrios também se devem à não realização das expectativas dos agentes económicos, os modelos correctores do erro apresentam um processo gradual de ajustamento, o qual permite atingir a convergência de longo prazo (relação de equilíbrio ou de cointegração), por esbatimento ao longo do tempo das divergências de curto prazo.

Todavia, enquanto a teoria da cointegração associa o equilíbrio às situações de longo prazo e o desequilíbrio às de curto prazo, sendo a distinção entre estas duas situações extremas uma questão temporal, os modelos de desequilíbrio, como abordagem econométrica distinta, apresentam o desequilíbrio como resultante de um conflito de interesses (explícito) entre os desejos dos diferentes agentes económicos. Para esta teoria económica, o desequilíbrio manifesta-se na divergência entre a procura e a oferta dos agentes económicos, de acordo com as intenções de compradores e vendedores, respectivamente<sup>7</sup>.

Para melhor compreendermos as diferenças entre as metodologias da cointegração e dos modelos de desequilíbrio, no que concerne às diferentes análises que apresentam para um mesmo problema,

---

<sup>6</sup> Vd. Engle e Granger (1987 e 1991).

<sup>7</sup> Claramente em oposição à teoria do equilíbrio walrassiano, que postula o equilíbrio geral dos mercados, i.e., uma intersecção das curvas da procura e da oferta, em todos os mercados, admitindo-se assim uma perfeita flexibilidade no ajustamento para os preços e as quantidades.

consideremos para o efeito o caso do mercado de trabalho, objecto de estudo da presente dissertação.

É preocupação primordial para os modelos de desequilíbrio o estudo de funções procura e oferta de trabalho e a consequente análise de eventuais desequilíbrios neste mercado, como os de um excesso de oferta, decorrente, por exemplo, da rigidez dos salários nominais à descida, resultando daí desemprego.

Em contrapartida, a teoria da cointegração preocupa-se, particularmente, com a análise de relações de longo prazo, como é por exemplo a relação entre a produtividade marginal do trabalho e o salário real. Com efeito, a teoria da cointegração tem como principal objectivo investigar a existência de uma relação funcional de longo prazo, estudando para isso (a partir dos modelos correctores do erro definidores das situações de curto prazo), o processo de ajustamento de uma situação à outra, neste caso entre a produtividade e a remuneração do factor trabalho.

Alternativamente, os modelos de desequilíbrio têm por objectivo retratar as situações mais de curto prazo, mas estáveis, podendo ser encarados como verdadeiros modelos de curto prazo, não tendo como preocupação fundamental estabelecer um processo de ajustamento entre as variáveis, o qual permitiria considerar situações de longo prazo. Fornecem, contudo, uma análise mais rica que a dada pelos modelos de mecanismo corrector do erro, na medida em que modelizam explicitamente o comportamento diferenciado dos diversos agentes económicos intervenientes em mercados imperfeitos. Nestes termos, estas metodologias ao invés de serem alternativas, completam-se<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Para mais pormenores sobre a teoria da cointegração e os modelos de mecanismo corrector do erro, veja-se Engle e Granger, op. cit. Sobre a aplicação desta metodologia a dados portugueses veja-se, por exemplo, o recente trabalho de Costa (1992) sobre a investigação de relações funcionais de longo e curto prazo, entre os défices orçamentais (e dívida pública), taxas de juro e inflação.

## Metodologia

Vimos que o aparecimento do desequilíbrio nos mercados, em consequência da divergência dos mais diversos interesses económicos (em particular também no mercado de trabalho), é frequente, sendo, porventura, a situação mais consentânea com a realidade económica.

Neste sentido, tornou-se imperioso, por parte da Teoria Económica, estudar aquelas realidades por forma a dar resposta aos desajustamentos verificados. Em consequência, alguns autores postularam um conjunto de hipóteses diferente das dos modelos de concorrência perfeita (provavelmente mais verosímeis com a realidade económica, pelo menos para determinados mercados), justificando assim a necessidade da consideração de modelos keynesianos, como modelos walrassianos reformulados, em detrimento dos modelos de equilíbrio geral, próprios dos autores monetaristas, neoclássicos ou "novos clássicos", que anteriormente eram utilizados para descrever a situação económica.

Clower (1965), Leijonhufvud (1968), Barro e Grossman (1971), Grossman (1974) e Veendorp (1974), lançaram as bases desta "nova" Teoria Económica: a "Teoria do Desequilíbrio".

Actualmente, Bénassy (1982 e 1984) encontra-se entre os mais proeminentes apologistas e impulsioneiros desta nova abordagem económica que, por reformular o paradigma macroeconómico keynesiano a partir de fundamentos microeconómicos, aparece como um dos grandes "unificadores" entre as teorias macroeconómica keynesiana e a microeconómica neoclássica.

Paralelamente ao desenvolvimento dos modelos de desequilíbrio, foram-se introduzindo técnicas de estimação específicas para esses modelos.

Como vimos anteriormente, o mercado de trabalho é normalmente um

mercado típico de desequilíbrio, em que as intenções dos agentes da procura e oferta divergem. Uma das formas pelas quais poderemos estudar este mercado é, precisamente, utilizar como ferramentas de investigação empírica as potencialidades que nos oferece a Econometria do Desequilíbrio, aliás, à semelhança do que fizeram vários autores para outras economias. Deste modo, interessa, desde já, apresentar o que se entende por "Econometria do Desequilíbrio".

A Econometria do Desequilíbrio, assim denominada na literatura, é constituída por um conjunto de técnicas de inferência estatística as quais permitem a estimação de modelos susceptíveis de poderem captar o comportamento dos agentes económicos actuantes em mercados racionados, ou pelo menos em mercados onde algum grau de racionamento ocorre.

Entendemos por "mercados racionados", os mercados em que existe divergência nas intenções dos agentes da procura e da oferta, i.e., as quantidades transaccionadas e os preços praticados por uns e por outros, para determinado produto (bem ou serviço) ou factor de produção, não permitem o equilíbrio entre a procura e a oferta.

Os modelos que servem de base à modelização conjunta do comportamento dos agentes actuantes em mercados racionados são comumente designados de "modelos de mercados em desequilíbrio", ou simplesmente de "modelos de desequilíbrio", procurando estes reflectir situações típicas de mercados não livres ou não concorrenciais. Nestes modelos, as imperfeições do mercado resultam de práticas de racionamento, quer de preços quer de quantidades, fruto tanto da cartelização dos agentes económicos, como, em particular, da intervenção levada a cabo pelas autoridades económicas. Em qualquer dos casos, o estabelecimento de "novas" leis para o mercado, que não as de um mercado livre, torna-se inevitável. O instrumental analítico que serve de base à estimação dos modelos



de desequilíbrio desenvolveu-se a partir dos trabalhos pioneiros de Fair e Jaffee (1972), Fair e Kalejian (1974), Amemiya (1974), Maddala e Nelson (1974), Goldfeld e Quandt (1975), Laffont e Monfort (1976), Hartley (1976) e Hartley e Mallela (1977).

Estes métodos de estimação são, de um modo geral, característicos dos modelos que incluem variáveis não observáveis (*latent variables*), i.e., na área das variáveis dependentes qualitativas.

As técnicas estatísticas utilizadas resultam frequentemente áridas, não apenas porque se trabalha com variáveis endógenas não observáveis, mas, sobretudo, porque os modelos a estimar não são lineares, necessitando do recurso a métodos de estimação não linear (como o da máxima verosimilhança), para os quais apenas são conhecidas propriedades assintóticas.

Os modelos de desequilíbrio, quer com separação *a priori* ou não da amostra (i.e., classificando-se as observações nos diferentes regimes de procura e da oferta), têm sido estudados extensivamente na literatura, com a multiplicação de trabalhos por um vastíssimo número de artigos. A compilação dos diferentes contributos sobre o estudo de tais modelos foi feita por Bowden (1978a), Quandt (1982), Maddala (1983, 1986) e, mais recentemente, por Quandt (1988) e Srivastava e Rao (1990).

O presente trabalho privilegia o estudo dos modelos de desequilíbrio cuja discriminação de regimes não é *a priori* conhecida, como é o caso no mercado de trabalho.

Por outro lado, serão aqui analisados exclusivamente modelos de desequilíbrio com um só mercado, pelo que os efeitos de interdependência entre mercados (*spillover effects*) não serão abordados.

Devemos notar que a propagação destes efeitos, de uns mercados para outros, pode contribuir mesmo para ampliar ainda mais os

desequilíbrios já existentes em cada um deles. Contudo, como se verá adiante, a não consideração explícita dos efeitos de interdependência que necessariamente se transmitem de uns mercados para os outros (como é o caso das interações ao nível do processo de formação de preços entre os mercados de produto e de trabalho), pode ser minimizada pela endogeneização das variáveis que presumivelmente deveriam ser determinadas em outros mercados, também em desequilíbrio.

Esta técnica é frequentemente adoptada para evitar os problemas decorrentes da existência de vários mercados. Com efeito, se a estimação para um simples mercado em desequilíbrio já oferece enormes problemas (muitas vezes de difícil resolução, como é o caso de se poderem obter funções de verosimilhança não limitadas, concluindo-se imediatamente pela impossibilidade de estimação dos seus parâmetros), a consideração de vários mercados interdependentes, em desequilíbrio, torna a sua estimação bastante difícil.

De facto, na estimação dos modelos de desequilíbrio para mercados interdependentes recorre-se, por vezes, a métodos bastante complexos e pouco testados, devendo utilizar-se técnicas de integração numérica, de Monte Carlo, a partir dos métodos desenvolvidos recentemente por Laroque e Salanié (1989), frequentemente apelidados de "métodos simulados de pseudo-máxima verosimilhança"<sup>9</sup>.

## Plano da tese

A parte restante desta tese é constituída por duas partes. Na primeira (capítulos 2 e 3) apresentam-se os aspectos econométricos da teoria do desequilíbrio e, na segunda parte (capítulo 4), estimam-se alguns dos modelos econométricos indicados na primeira parte para o mercado de trabalho (agregado) em Portugal.

---

<sup>9</sup> Sobre estas técnicas de estimação econométrica, veja-se o recente trabalho de Salanié (1991), numa aplicação macroeconómica aos mercados de produto e de trabalho para a economia francesa.

Como o objectivo essencial da tese é a aplicação da metodologia da desequilíbrio ao mercado do trabalho em Portugal, julgamos ser conveniente fazer inicialmente um *survey* dos métodos econométricos habitualmente utilizados no tratamento do mercado de trabalho como mercado tipicamente em desequilíbrio, por forma a podermos, assim, seguir a abordagem do desequilíbrio no estudo do mercado proposto.

Assim, no capítulo 2 consideram-se algumas especificações dos modelos de desequilíbrio (em particular dos modelos habitualmente utilizados no estudo do mercado de trabalho), descreve-se o instrumental analítico de estimação, respectivo, e discutem-se, paralelamente, os principais problemas relacionados com as técnicas (predominantemente de estimação não linear), a estes associadas<sup>10</sup>.

No capítulo 3 analisam-se as correspondências entre as formalizações analíticas dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio, seguindo-se a apresentação dos testes mais frequentemente utilizados para averiguar o desequilíbrio (ou equilíbrio) dos mercados.

No capítulo 4 faz-se, primeiramente, uma breve análise histórico-descritiva da situação recente no mercado de trabalho em Portugal. Seguidamente, com base em fundamentos microeconómicos, especificam-se e formalizam-se as funções procura e oferta de trabalho (agregadas). Finalmente, procede-se à estimação econométrica dessas funções e à avaliação dos resultados para cada um dos modelos estimados.

A tese termina com as "conclusões", onde se referem os principais resultados, as limitações deste estudo e da metodologia seguida e, enunciam-se algumas propostas sobre outros aspectos do mercado de trabalho, com especial interesse, a investigar futuramente.

---

<sup>10</sup> Os cálculos analíticos mais complicados serão apresentados de um modo geral em apêndice, ou então limitar-nos-emos a indicar as referências bibliográficas, por forma a não maçarmos os leitores com aspectos um tanto ou quanto laterais, que embora não sendo totalmente indispensáveis são, contudo, de algum interesse.

## Primeira Parte

### 2. Modelos de Desequilíbrio

#### 2.1 Introdução

Neste capítulo apresentamos alguns modelos gerais de desequilíbrio, tradicionalmente utilizados em análises empíricas que procuram estudar o comportamento dos agentes que actuam em mercados imperfeitos ou em desequilíbrio, em particular os modelos que mais frequentemente são apresentados pela literatura no estudo do mercado de trabalho.

Seguidamente desenvolvemos as respectivas técnicas de estimação e apresentamos os problemas mais comuns, associados ao trabalho econométrico desenvolvido.

Não obstante, primeiramente iremos introduzir tais modelos de desequilíbrio a partir dos já conhecidos modelos de equilíbrio, designadamente começamos por apresentar a notação e as hipóteses quanto ao comportamento funcional das equações dos modelos, e a forma estocástica das variáveis residuais consideradas.

#### 2.2 A forma canónica e algumas extensões

Funcionando o mercado em equilíbrio, as intenções de compradores e vendedores, quanto à transacção de determinado produto (bem, serviço ou factor de produção, por exemplo, o factor "trabalho"), podem ser formalizadas a partir das seguintes relações:

$$D_t = D(X_{1t}, p_t; u_{1t} | \theta_1) \quad (2.1)$$

$$S_t = S(X_{2t}, p_t; u_{2t} | \theta_2) \quad (2.2)$$

$$Q_t = D_t = S_t, \quad (2.3)$$

onde  $D_t$  e  $S_t$  representam, respectivamente, a quantidade procurada e a quantidade oferecida de um determinado produto no período  $t$  ( $t=1,2,\dots,T$ ).  $T$  é a dimensão da amostra,  $p_t$  é o preço respectivo,  $X_{it}$  ( $i=1,2$ ) são vectores constituídos, respectivamente, por variáveis exógenas explicativas das intenções de procura e de oferta (incluindo, eventualmente, uma estrutura de desfasamento para os preços), e  $Q_t$  respeita à quantidade transaccionada do produto, no período  $t$ , que, em situação de equilíbrio do mercado é igual à procura e à oferta.  $\theta_i \in \Theta$  ( $i=1,2$ ; espaço dos parâmetros) definem os coeficientes associados aos regressores das funções procura e oferta, objecto de estimação.  $u_{it}$  ( $i=1,2$ ) são variáveis residuais estocásticas, compreendendo as componentes erráticas das curvas de procura e de oferta. Por hipótese estas variáveis aleatórias têm as propriedades habituais, i.e., independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), com distribuição bidimensional de média igual ao vector nulo e de matriz de variâncias-covariâncias a matriz definida positiva  $\Sigma$ .

Admita-se agora, por conveniência no que respeita à estimação, e sem perda de generalidade, que as curvas da procura e da oferta anteriores, respectivamente (2.1) e (2.2), são funções lineares, pelo que o modelo linear é o seguinte:

$$D_t = \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \quad (2.4)$$

$$S_t = \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} , \quad (2.5)$$

$$Q_t = D_t = S_t, \quad (2.6)$$

onde  $\alpha'_1$  e  $\beta'_1$  são vectores linha, de dimensão apropriada, dos parâmetros a estimar e  $\alpha_0$  e  $\beta_0$  são escalares, respectivamente de valor negativo e positivo.

Constituindo as relações do modelo de equilíbrio anterior um sistema de equações simultâneas, o modelo pode ser facilmente estimado pelas técnicas já conhecidas, quer se tratem de informação completa como o método 3SLS (*Three Stage Least Squares*) ou FIML (*Full Information Maximum Likelihood*), quer mesmo de informação limitada como os métodos ILS (*Indirect Least Squares*),

2SLS (*Two Least Squares*) ou LIML (*Limited Information Maximum Likelihood*), desde que todas as equações sejam identificadas<sup>11</sup>.

Note-se que, apesar de  $D_t$  e  $S_t$  serem variáveis não observáveis, pela relação (2.6) o preço torna-se uma variável endógena, pelo que, quer a procura quer a oferta passam a ter como variável dependente a quantidade transaccionada ( $Q_t$ ), tendo-se então um ajustamento instantâneo do preço, do tipo walrassiano, o qual garante o permanente equilíbrio do mercado ( $D_t = S_t, \forall t$ ).

No caso dos modelos de desequilíbrio para um mercado, a equação das trocas dos modelos de equilíbrio, (2.6), é substituída, normalmente, por uma regra de racionamento do mercado, implicando esta as transacções se façam pelo lado mais curto do mercado, conforme estabeleceram Barro e Grossman (1971), Grossman (1974), e Veendorp (1974).

Estes modelos caracterizam-se, fundamentalmente, por considerarem que as quantidades transaccionadas de determinado produto (as quantidades observadas), correspondem ao mínimo entre a procura e a oferta, efectuando-se assim a transacção pelo lado mais curto do mercado, tal como mostram as semirectas das funções procura e oferta representadas a cheio na figura 1:

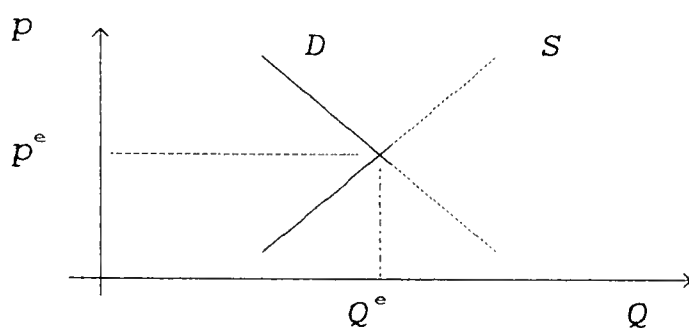


Fig.1 Modelo de desequilíbrio, ou de equilíbrio com racionamento

---

<sup>11</sup> Como é sabido, para que o método ILS possa ser aplicado, os parâmetros deverão ser exactamente identificados.

Como veremos adiante, esta forma não é a única de se considerar o mercado em desequilíbrio, podendo assim ter-se várias abordagens, diferindo estas apenas das diferentes formas funcionais susceptíveis de serem consideradas para a definição das variáveis observadas,  $Q_t$  e  $p_t$ .

A justificação da regra que define as quantidades transaccionadas no mercado, como o mínimo entre a oferta e a procura, é baseada na noção das transacções voluntárias, i.e., as curvas da procura ou da oferta podem não se intersectar em resultado das quantidades máximas de um bem que podem ser comercializadas voluntariamente para um dado preço, serem diferentes entre o que desejam os agentes da procura e o que desejam os da oferta.

De acordo com o estabelecido na figura anterior, podemos considerar a existência de dois regimes diferentes:

i) Regime de oferta, i.e., se o preço é inferior ao de equilíbrio ( $p_t < p^e$ ). A tal preço (baixo) regista-se um excesso de procura, pois os vendedores não estão dispostos a satisfazer as intenções dos compradores a um preço tão baixo, transaccionando-se somente no mercado aquilo que os vendedores querem oferecer ( $Q_t = S_t$ );

ii) Regime de procura, no caso contrário, i.e., quando  $p_t > p^e$ . Neste caso, existe um potencial excesso de oferta devido ao facto de a tal preço (elevado) se gerar um forte incentivo em oferecer por parte dos vendedores e uma reduzida procura por parte dos compradores, transaccionando-se apenas as quantidades procuradas ( $Q_t = D_t$ ).

Note-se que, quando os preços são rígidos (*price non clearing*), ou têm uma velocidade de ajustamento inferior à das quantidades (situação típica de um mercado não concorrencial: *market non clearing*), a determinação daqueles obtém-se exteriormente ao mercado, sendo por isso a variável  $p_t$  considerada como exógena.

Esta situação é frequente existir no mercado de trabalho, sucedendo que os trabalhadores (ou quem os represente como os sindicatos), são inflexíveis quanto à queda da taxa de salário nominal, fazendo depender a evolução desta variável do nível de preços gerado no mercado de bens.

Verificamos, pois, que a divergência (*trade-off*) existente entre as intenções dos compradores e dos vendedores, para determinado preço que não o de equilíbrio ( $p_t \neq p^e$ ), leva a considerar agora o seguinte modelo de desequilíbrio:

$$D_t = \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \quad (2.7)$$

$$S_t = \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} \quad (2.8)$$

$$Q_t = \min (D_t, S_t), \quad (2.9)$$

onde as variáveis têm o mesmo significado que as do modelo de equilíbrio anterior. Apenas a relação (2.9) substitui (2.6) no modelo de equilíbrio, sendo as duas primeiras equações formalmente idênticas, respectivamente a (2.4) e a (2.5).  $Q_t$  é a quantidade observada no mercado.

O modelo de desequilíbrio anterior, constitui o modelo base, ou forma canónica, a partir da qual se podem considerar algumas extensões.

As formas alternativas ao modelo simples de desequilíbrio anterior resultam, por exemplo, da imposição de mecanismos de ajustamento para o preço (do tipo walrassiano), de modo a considerá-lo endógeno, em detrimento da exogeneidade deste patente na formalização anterior.

Outras extensões deste modelo poder-se-ão formular, quer considerando uma especificação alternativa à relação (2.9), como fizemos referência anteriormente, quer introduzindo informação *a priori* que leve a discriminar as observações entre os regimes de procura e de oferta, como se verá adiante.



Esta última vertente, partição da amostra em regimes, faz-se normalmente associando as variações de preços positivas (negativas) a excessos de procura (oferta) no mercado. Por considerarmos que este tipo de informação *a priori* (implicando a discriminação entre regimes de procura e de oferta), é pouco realista quando considerado no mercado de trabalho (por separar a amostra a partir de variações positivas ou negativas dos salários reais), estas variantes apenas serão aqui apresentadas muito sumariamente. Em contrapartida, privilegiar-se-ão, tal como referimos na introdução, os modelos que não consideram à partida a separação da amostra como conhecida. Neste caso, devem utilizar-se métodos de informação completa na sua estimação, como seja o método da máxima verosimilhança (ML).

Considerem-se então agora os seguintes tipos de modelos de desequilíbrio, objecto de análise na secção 2.3, no que respeita às suas técnicas de estimação:

**Modelo Canónico:** Modelo base ou forma canónica dos modelos de desequilíbrio (com equação de mínimo<sup>12</sup>), correspondendo à formulação do modelo de desequilíbrio anterior, i.e.,

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} \\ Q_t &= \min (D_t, S_t) . \end{aligned} \quad (2.10)$$

**Modelo Direccional:** Modelo formalmente idêntico ao modelo canónico, considerando-se, *a priori*, a seguinte partição amostral:

$$\begin{cases} \Delta p_t > 0 & \text{para } D_t > S_t \\ \Delta p_t < 0 & \text{para } D_t < S_t \end{cases} \quad (2.11)$$

onde

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1} , \quad (2.12)$$

---

<sup>12</sup> Na secção 2.6 iremos apresentar um modelo alternativo que não considera que as transacções se realizam pelo lado mais curto do mercado, i.e., sem a equação de mínimo (2.9).

sendo  $Q_t$  e  $\Delta p_t$  variáveis observáveis. Este modelo foi apresentado pela primeira vez por Fair e Jaffee (1972) e designado por estes autores por *Directional Method I*.

**Modelo Quantitativo:** É o modelo canónico adicionado da seguinte equação,

$$\Delta p_t = \gamma (D_t - S_t) , \quad \gamma \in \mathbb{R}^+ . \quad (2.13)$$

Igualmente  $Q_t$  e  $\Delta p_t$  são variáveis observáveis apresentando a relação (2.13) um mecanismo de ajustamento para os preços do tipo walrassiano, sendo as variações dos preços proporcionais ao excesso de procura. O coeficiente  $\gamma$  mede a velocidade desse ajustamento que, no modelo de equilíbrio, é infinita ( $\gamma \rightarrow \infty$ , quando  $D_t = S_t$ , na relação 2.13). Este modelo foi designado por Fair e Jaffee (1972) por *Quantitative Method*.

Como variantes do modelo quantitativo poderemos ter:

**Modelo Quantitativo de Fair e Jaffee:** Modelo canónico adicionado das relações (2.12) e (2.13).

**Modelo Quantitativo de Laffont e Garcia:** Modelo canónico incluindo a relação (2.13) e considerando agora:

$$\Delta p_t = p_{t+1} - p_t , \quad (2.14)$$

especificação esta utilizada por Laffont e Garcia (1977), na qual um excesso corrente da procura provoca um aumento futuro nos preços.

Segundo Maddala (1983, p. 322), as diferentes formas de considerar a variação de preços, como em Fair e Jaffee pela relação (2.12) ou como em Laffont e Garcia por (2.14), correspondem a diferentes interpretações quanto à equação de ajustamento do preço.

No caso de se considerar que os preços aumentam ou baixam em resposta a excessos de procura ou de oferta, então a especificação de Laffont e Garcia deve ser considerada em (2.13), em detrimento da especificação de Fair e Jaffee.

Em alternativa, se os excessos de procura ou de oferta existem porque os preços não se ajustam instantaneamente ao nível de equilíbrio, em resultado dos custos de ajustamento e do conflito de interesses, a formulação de Fair e Jaffee faz mais sentido do que a de Laffont e Garcia na relação (2.13), devendo, por isso, aí ser empregue.

**Modelo Quantitativo de Fair e Jaffee com diferentes velocidades de ajustamento:** Modelo canónico com:

$$\Delta p_t = \begin{cases} \gamma_1 (D_t - S_t) & \text{para } D_t > S_t \\ \gamma_2 (D_t - S_t) & \text{para } D_t < S_t, \end{cases} \quad (\gamma_1, \gamma_2) \in \mathbb{R}_+^2 \quad (2.15)$$

admitindo-se assim diferentes velocidades de ajustamento para os preços, consoante os regimes de procura ou de oferta em causa. Este modelo e o seguinte são também considerados por Laffont e Garcia (1977).

**Modelo Quantitativo de Laffont e Garcia com diferentes velocidades de ajustamento:** Modelo canónico adicionado das relações (2.14) e (2.15).

**Modelo Geral:** Modelo canónico incluindo (2.12) e,

$$\Delta p_t = \gamma_0 (D_t - S_t) + \gamma_1' X_{3t} + u_{3t} , \quad (2.16)$$

ou seja a relação (2.13) é transformada agora numa equação estocástica ( $u_{3t}$  tem as propriedades habitualmente consideradas para a variável residual), incluindo outras variáveis explicativas da variação dos preços ( $X_{3t}$ ), que não unicamente o excesso de procura. Este modelo foi considerado pela primeira vez por Fair e

Kalejian (1974) e designado por estes autores por *Generalised Model*.

Os modelos canónico e quantitativo (nas versões de Laffont e Garcia), consideram o preço ( $p_t$ ) como uma variável exógena, enquanto nos restantes, dado o mecanismo walrassiano de ajustamento do preço e a relação (2.12), este é considerado endógeno<sup>13</sup>.

Na próxima secção apresentam-se os métodos de estimação propostos para os modelos anteriores.

### 2.3 As técnicas de estimação

Antes de apresentarmos os diferentes métodos propostos na literatura para estimar os modelos apresentados na secção anterior, convém primeiro verificar que estes modelos de desequilíbrio, por incluírem variáveis não observáveis, como  $D_t$  ou  $S_t$ , recorrem às técnicas de estimação econométrica habitualmente utilizadas pelos modelos de variáveis dependentes qualitativas<sup>14</sup>.

Neste contexto, mostremos então que o método dos mínimos quadrados clássico (OLS: *Ordinary Least Squares*), não é a técnica de estimação apropriada à obtenção de estimadores consistentes para os parâmetros dos modelos de desequilíbrio, não sendo, portanto, recomendado<sup>15</sup>.

---

<sup>13</sup> Note-se que no modelo direccional este mecanismo está implícito, ainda que indirectamente por (2.11), i.e., associam-se os regimes de oferta e de procura exclusivamente às variações do preço.

<sup>14</sup> Como exemplos destes modelos têm-se os modelos logit, probit, tobit e modelos com mudança de regime ou modelos de regressão *switching*.

<sup>15</sup> Esta prova é aqui apresentada, em detrimento de se remeter o leitor para um apêndice, porquanto julgamos este facto de crucial importância, por forma a perceber-se a razão pela qual se devem abandonar os tradicionais métodos de estimação, dos mínimos quadrados, quando se pretendem estimar modelos de desequilíbrio, designadamente se derivam do modelo canónico, i.e., se compreendem uma condição de mínimo como a nossa equação (2.9).

Considere-se para o efeito o caso do modelo simples de desequilíbrio, o modelo canónico. Não sendo possível observar as variáveis  $D_t$  e  $S_t$ , então não existe forma pela qual possa ser implementado o método OLS. Não obstante, imagine-se, por hipótese, que era possível separar a amostra (por exemplo a partir de informação *a priori*), de modo a conhecerem-se previamente as seguintes partições<sup>16</sup>:

$$\begin{aligned} D_t < S_t & \text{ para } t \in T_1 \\ D_t > S_t & \text{ para } t \in T_2, \end{aligned}$$

onde  $T = T_1 \cup T_2$  representa o espaço de toda a informação amostral<sup>17</sup>.

Pode então agora perguntar-se porque não aplicar o método OLS às seguintes equações

$$Q_t = \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \quad \text{para } t \in T_1 \quad (2.17)$$

$$Q_t = \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} \quad \text{para } t \in T_2 \quad (2.18)$$

quando se sabe que  $t \in T_1$  ( $Q_t = D_t$ ) e  $t \in T_2$  ( $Q_t = S_t$ ) ?

Para provarmos a inconsistência do método OLS quando aplicado às regressões anteriores, teremos que postular algumas hipóteses no que respeita às características das variáveis aleatórias  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ .

Para efeitos de estimação, admita-se que as variáveis residuais  $u_{11}, u_{12}, \dots, u_{1T}$  são variáveis aleatórias normais i.i.d., cada uma com média 0 e variância  $\sigma_1^2$ ; igualmente para as variáveis aleatórias,  $u_{21}, u_{22}, \dots, u_{2T}$ , normais de média 0 e variância  $\sigma_2^2$  <sup>18</sup>.

<sup>16</sup> Note-se que, não sendo previamente conhecida a classificação das observações como pertencendo à curva da procura ou da oferta, então são possíveis  $2^T$  partições da amostra.

<sup>17</sup> As observações para as quais o modelo está em equilíbrio ( $D_t = S_t$ ) podem ser adicionadas, por conveniência, indiferentemente aos regimes de procura ou de oferta.

<sup>18</sup> A imposição *a priori* da normalidade das variáveis aleatórias é, com efeito, criticável. Lee (1982) desenvolveu um teste (baseado

Adicionalmente, admita-se para simplificar a notação (sem perda de generalidade), que a covariância entre  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  é nula ( $\forall t$ ), garantindo-se assim a independência das variáveis residuais entre as equações (2.17) e (2.18), por serem normalmente distribuídas.

Nestes termos, o modelo constituído pelas relações (2.17) e (2.17) pode ser alternativamente escrito na forma<sup>19</sup>

$$Q_t = \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \quad \text{se } v_t < \lambda_t \quad (2.19)$$

$$Q_t = \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} \quad \text{se } v_t > \lambda_t, \quad (2.20)$$

onde,

$$v_t = \sigma^{-1} (u_{1t} - u_{2t}), \quad \sigma = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^{1/2}$$

$$\lambda_t = \sigma^{-1} (\beta'_1 X_{2t} - \alpha'_1 X_{1t}). \quad (2.21)$$

Mostremos agora (por redução ao absurdo) que a inconsistência do método OLS se deve basicamente ao facto de os valores esperados (condicionados pela partição amostral feita *a priori*), não serem nulos como anteriormente se considerou.

Seja  $f(u_{1t}, u_{2t})$  a função densidade de probabilidade (f.d.p.) conjunta dos termos de erro do modelo de desequilíbrio. Em virtude da sua independência estocástica ter-se-á:

$$f(u_{1t}, u_{2t}) = (\sqrt{2\pi} \sigma_1)^{-1} \exp \left\{ -\frac{u_{1t}^2}{2 \sigma_1^2} \right\} \cdot (\sqrt{2\pi} \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ -\frac{u_{2t}^2}{2 \sigma_2^2} \right\}$$

$$= (2\pi \sigma_1 \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ -\frac{u_{1t}^2}{2 \sigma_1^2} - \frac{u_{2t}^2}{2 \sigma_2^2} \right\}. \quad (2.22)$$

---

no princípio do multiplicador de Lagrange), que permite averiguar da normalidade das variáveis residuais no contexto da estimação dos modelos de desequilíbrio. Para um primeiro contacto com o problema da não normalidade dos resíduos nos modelos econométricos tradicionais, veja-se Judge e outros (1985, capítulo 20).

<sup>19</sup> Por conveniência de notação incluímos a variável  $p_t$  nos vectores das variáveis exógenas  $X_{1t}$  e  $X_{2t}$ , fazendo-se o mesmo daqui em diante, a não ser que se refira explicitamente o contrário.

Aplicando agora a seguinte transformação de variáveis

$$\begin{aligned} u_{1t} &= u_{1t} \\ u_{2t} &= u_{1t} + v_t \sigma , \end{aligned}$$

e notando que o Jacobiano de transformação vem dado por

$$|J| = \begin{vmatrix} \frac{\partial u_{1t}}{\partial u_{1t}} & \frac{\partial u_{1t}}{\partial v_t} \\ \frac{\partial u_{2t}}{\partial u_{1t}} & \frac{\partial u_{2t}}{\partial v_t} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1 & \sigma \end{vmatrix} = \sigma ,$$

então a f.d.p. conjunta das variáveis  $u_{1t}$  e  $v_t$  virá na forma

$$\begin{aligned} f(u_{1t}, v_t) &= (2\pi \sigma_1 \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ - \frac{u_{1t}^2}{2 \sigma_1^2} - \frac{(u_{1t} + v_t \sigma)^2}{2 \sigma_2^2} \right\} |J| \quad (2.23) \\ &= \sigma (2\pi \sigma_1 \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ - \frac{1}{2} \left[ \frac{\sigma^2}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} (u_{1t} + \frac{\sigma_1^2}{\sigma} v_t)^2 + v_t^2 \right] \right\} \end{aligned}$$

para a qual se tem<sup>20</sup>,

$$\int_{-\infty}^{\lambda_t} \int_{-\infty}^{+\infty} f(u_{1t}, v_t) du_{1t} dv_t = \Phi(\lambda_t) , \quad (2.24)$$

onde  $\Phi(\cdot)$  designa a função de distribuição da normal *standard*. Analogamente tem-se

$$\int_{-\infty}^{\lambda_t} \int_{-\infty}^{+\infty} u_{1t} f(u_{1t}, v_t) du_{1t} dv_t = \frac{\sigma_1^2}{\sigma} \phi(\lambda_t) , \quad (2.25)$$

representando  $\phi(\cdot)$  a f.d.p. da normal (0,1). Empregando agora as expressões (2.24) e (2.25), podemos finalmente calcular os valores esperados (condicionados pela partição amostral feita *a priori*),

---

<sup>20</sup> Ver Srivastava e Rao (1990, pp. 37 e 38).

verificando assim serem estes diferentes de zero. Com efeito, ter-se-á

$$E \{u_{1t} \mid \nu_t < \lambda_t \Leftrightarrow D_t < S_t\} = \frac{\int_{-\infty}^{\lambda_t} \int_{-\infty}^{\infty} u_{1t} f(u_{1t}, \nu_t) du_{1t} d\nu_t}{\int_{-\infty}^{\lambda_t} \int_{-\infty}^{\infty} f(u_{1t}, \nu_t) du_{1t} d\nu_t}$$

$$= -\frac{\sigma_1^2}{\sigma} \phi(\lambda_t)/\Phi(\lambda_t), \quad (2.26)$$

tendo-se de igual forma

$$E \{u_{2t} \mid \nu_t > \lambda_t \Leftrightarrow D_t > S_t\} = -\frac{\sigma_2^2}{\sigma} \phi(\lambda_t)/[1-\Phi(\lambda_t)], \quad (2.27)$$

verificando-se assim que, não sendo nulos os valores esperados das variáveis aleatórias  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , o método OLS fornecerá estimadores inconsistentes quando aplicado ao modelo de desequilíbrio em análise, não devendo por isso ser utilizado. Seguidamente apresentam-se os métodos de estimação para os modelos descritos anteriormente.

### Modelo Canónico:

Sendo desconhecida *a priori* a partição da amostra, entre os regimes de procura e de oferta, Maddala e Nelson (1974) propõem para estimação deste modelo o método da máxima verosimilhança.

Antes de estabelecermos quaisquer hipóteses sobre o comportamento das variáveis residuais nas funções procura e oferta, consideremos o procedimento habitual de mudança de variável.

É possível obter directamente a f.d.p. conjunta das variáveis não observáveis,  $D_t$  e  $S_t$ , que designamos por  $g(D_t, S_t)$ , a partir f.d.p. conjunta das variáveis  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , seja  $f(u_{1t}, u_{2t})$ , tendo presente que o valor absoluto do Jacobiano da transformação destas variáveis naquelas é igual à unidade. Nestes termos, a f.d.p. de



$Q_t$ , condicionada pela informação observável ( $X_{1t}$ ,  $X_{2t}$ , ou simplesmente  $Y_t$ ), pode ser apresentada como<sup>21</sup>

$$h(Q_t|Y_t) = f(Q_t|D_t < S_t) \Pr(D_t < S_t) + f(Q_t|D_t \geq S_t) \Pr(D_t \geq S_t) \quad (2.28)$$

sendo

$$\begin{aligned} f(Q_t|D_t < S_t) &= \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, S_t|D_t < S_t) dS_t \\ &= \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, S_t) dS_t / \Pr(D_t < S_t) . \end{aligned} \quad (2.29)$$

Da mesma forma obtém-se  $f(Q_t|D_t \geq S_t)$ , pelo que, substituindo estas expressões em (2.28), ter-se-á

$$h(Q_t|Y_t) = \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, S_t) dS_t + \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, D_t) dD_t , \quad (2.30)$$

sendo a função de verosimilhança dada na forma<sup>22</sup>

$$L = \prod_{t=1}^T h(Q_t|Y_t) . \quad (2.31)$$

Por hipótese, considere-se agora que a variável aleatória  $u_t = (u_{1t}, u_{2t})$ , tem distribuição normal bidimensional de média o vector nulo, de matriz variâncias-covariâncias a matriz definida positiva  $\Sigma$ , e que  $(u_{1t}, u_{2t})$  são contemporaneamente não correlacionadas, i.e.,

$$\text{Cov} \{u_{1t}, u_{1s}\} = \text{Cov} \{u_{2t}, u_{2s}\} = 0 \quad (t \neq s) . \quad (2.32)$$

Resolvendo agora (2.30) com base nas hipóteses anteriores, obtém-se:

<sup>21</sup> Note-se a semelhança deste procedimento com aquele utilizado no  $\lambda$ -method de Goldfeld e Quandt (1973), no domínio da regressão switching estocástica.

<sup>22</sup> Uma abordagem alternativa à anteriormente proposta foi estabelecida por Koolman e outros (1985), sendo apresentada no Apêndice 1.

$$\begin{aligned}
h(Q_t|Y_t) = & (\sqrt{2\pi} \sigma_1)^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2} \right\} \\
& \cdot \left[ 1 - \Phi \left( \frac{Q_t - \beta'_1 X_{2t} - \rho(\sigma_2/\sigma_1)(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})}{\sigma_2(1-\rho^2)^{1/2}} \right) \right] + \\
& + (\sqrt{2\pi} \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2} \right\} \\
& \cdot \left[ 1 - \Phi \left( \frac{Q_t - \alpha'_1 X_{1t} - \rho(\sigma_1/\sigma_2)(Q_t - \beta'_1 X_{2t})}{\sigma_1(1-\rho^2)^{1/2}} \right) \right],
\end{aligned}
\tag{2.33}$$

onde  $\rho = \sigma_{12}/\sigma_1\sigma_2$ . Habitualmente assume-se a independência entre as variáveis aleatórias das funções procura e oferta, tendo-se  $\Sigma$  uma matriz diagonal ( $\sigma_{12} = 0$ ), vindo agora (2.33) na forma

$$\begin{aligned}
h(Q_t|Y_t) = & (\sqrt{2\pi} \sigma_1)^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2} \right\} \times \\
& \times \left[ 1 - \Phi \left( \frac{Q_t - \beta'_1 X_{2t}}{\sigma_2} \right) \right] \\
& + (\sqrt{2\pi} \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2} \right\} \times
\end{aligned}$$

$$\times \left[ 1 - \Phi \left( \frac{Q_t - \alpha'_1 X_{1t}}{\sigma_1} \right) \right] . \quad (2.34)$$

Alternativamente à integração directa da expressão (2.30), a obtenção de (2.34) poderia ser feita seguindo o procedimento de Maddala e Nelson (1974), consistindo primeiramente em considerar a seguinte notação:

$$f_D(Q_t) = (\sqrt{2\pi} \sigma_1)^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2} \right\}$$

$$f_S(Q_t) = (\sqrt{2\pi} \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2} \right\}$$

$$F_D(Q_t) = \int_{-\infty}^{Q_t} f_D(D_t) dD_t \quad \text{e} \quad F_S(Q_t) = \int_{-\infty}^{Q_t} f_S(S_t) dS_t .$$

Como a f.d.p. de  $Q_t$ , condicionada por  $Q_t = D_t$  ( $D_t < S_t$ ) se pode escrever, atendendo ao Teorema de Bayes para densidades condicionadas, na forma

$$\begin{aligned} f(Q_t | D_t < S_t) &= \frac{\int_{Q_t}^{+\infty} f_D(Q_t) f_S(Q_t) dS_t}{\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{Q_t}^{+\infty} f_D(Q_t) f_S(Q_t) dS_t dQ_t} \\ &= \frac{1}{\vartheta_t} f_D(Q_t) \int_{Q_t}^{+\infty} f_S(S_t) dS_t = \frac{1}{\vartheta_t} f_D(Q_t) [1 - F_S(Q_t)] , \end{aligned} \quad (2.35)$$

onde,

$$\vartheta_t = Pr(D_t < S_t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{Q_t}^{+\infty} f_D(Q_t) f_S(Q_t) dS_t dQ_t$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} f_D(Q_t) [1 - F_S(Q_t)] dQ_t . \quad (2.36)$$

De forma análoga ao procedimento anterior tem-se para um excesso de procura ( $Q_t = S_t$ )<sup>23</sup>:

$$f(Q_t | D_t > S_t) = \frac{1}{1 - \vartheta_t} f_S(Q_t) [1 - F_D(Q_t)] . \quad (2.37)$$

Como  $Q_t$  pertence à função procura com probabilidade  $\vartheta_t$  ou à função oferta com probabilidade  $1 - \vartheta_t$ , então a f.d.p. de  $Q_t$  vem dada por:

$$\begin{aligned} h(Q_t | Y_t) &= f(Q_t | D_t < S_t) \vartheta_t + f(Q_t | D_t \geq S_t) (1 - \vartheta_t) \\ &= f_D(Q_t) [1 - F_S(Q_t)] + f_S(Q_t) [1 - F_D(Q_t)] , \end{aligned} \quad (2.38)$$

expressão esta formalmente mais simples que (2.34), podendo assim ser rapidamente implementada num programa econométrico, por forma a que se possam obter as estimativas para os parâmetros do modelo.

A função de verosimilhança para a expressão (2.38) escreve-se agora na forma

$$L = h(Q_1 | Y_1) \cdot h(Q_2 | Y_2) \cdots h(Q_T | Y_T) = \prod_{t=1}^T h(Q_t | Y_t) , \quad (2.39)$$

sendo a factorização anterior possível devido à independência das variáveis aleatórias ( $Q_1, Q_2, \dots, Q_T$ ) incluídas nas funções procura ou oferta, tendo-se agora como função de verosimilhança a seguinte expressão:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = \log L &= \sum_{t=1}^T \log h(Q_t | Y_t) \\ &= \sum_{t=1}^T \log \{ f_D(Q_t) [1 - F_S(Q_t)] + f_S(Q_t) [1 - F_D(Q_t)] \} , \end{aligned} \quad (2.40)$$

---

<sup>23</sup> Na secção 2.4 contrapõe-se esta forma de cálculo de probabilidades (marginais) ao conceito de probabilidades condicionadas, discutido por Kiefer (1980), Gersovitz (1980), Burkett (1981) e justificado por Lee (1984a).

a qual pode ser maximizada com base em métodos numéricos, aproximando sucessivamente estimativas para os parâmetros, a partir de valores iniciais, uma vez que tanto as expressões das derivadas de primeira como de segunda ordem são não lineares<sup>24</sup>.

O modelo canónico é, dentro das formulações propostas para os modelos de desequilíbrio, aquele que mais frequentemente tem sido utilizado. Por exemplo, Rosen e Quandt (1978) aplicam pela primeira vez este modelo à estimação de funções procura e oferta para o mercado de trabalho da economia americana.

O método ML quando aplicado à estimação do modelo canónico fornece estimadores consistentes, eficientes e com distribuição assintótica normal, tal como demonstraram Hartley e Mallela (1977), partindo das seguintes hipóteses<sup>25</sup>:

- i) O conjunto das variáveis residuais  $(u_{1t}, u_{2t}, t = 1, 2, \dots, T)$  constituem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média zero e matriz de variâncias-covariâncias a matriz não singular  $\Sigma$ ;
- ii) As variáveis exógenas  $p_t$ ,  $X_{1t}$  e  $X_{2t}$  são uniformemente limitadas, convergindo as suas funções de distribuição empíricas para uma função de distribuição não degenerada;
- iii) O vector de coeficientes está contido no espaço compacto dos parâmetros que não inclui a região  $\sigma_i^2 \leq 0$ , ( $i = 1, 2$ ) e  $|\rho| \geq 1$ ;
- iv) Os parâmetros são funcionalmente independentes uns dos outros e cada equação (da procura ou da oferta) contém pelo menos uma variável exógena não contida na outra função, e

---

<sup>24</sup> As expressões para as segundas derivadas podem ver-se em Maddala e Nelson (1974, pp. 1016 a 1018). Estes autores (pp. 1015 e 1016) sugerem o procedimento iterativo de Newton-Raphson na maximização de (2.40).

<sup>25</sup> Ver também Quandt (1988, p. 31).

v) O limite da matriz de momentos das variáveis exógenas existe e é positivo.

#### Modelo Direccional:

A partir da partição introduzida na amostra, com base nas variações de preço (de acordo com o estabelecido pela relação (2.11), i.e., a classificação das observações em regimes de oferta ou de procura), Maddala e Nelson (1974) propõem o método ML na estimação do modelo direccional.

Tal como refere Maddala (1983, nota 3, p. 305), deve notar-se que este tipo de modelo não faz muito sentido já que  $p_t$  deixa de ser exógeno se *a priori* se introduz informação adicional (consideração dos regimes de oferta e de procura com base na variação do preço), dado não existir explicitamente uma equação que defina  $p_t$ . Ainda segundo este autor, o modelo direccional só faz sentido na estimação das formas reduzidas das equações da procura e da oferta, num modelo que considere uma equação determinista de ajustamento de preços do tipo daquela apresentada para o modelo quantitativo.

A estimação do modelo direccional parte de um procedimento análogo ao efectuado para o modelo canónico, sendo a mesma técnica de estimação utilizada. Nestes termos, tem-se agora como função de verosimilhança:

$$L = \prod_{\Delta p_t < 0} f_b(Q_t)[1-F_s(Q_t)] \times \prod_{\Delta p_t > 0} f_s(Q_t)[1-F_b(Q_t)] , \quad (2.41)$$

ou,

$$\mathcal{L} = \sum_{\Delta p_t < 0} \log f_b(Q_t)[1-F_s(Q_t)] + \sum_{\Delta p_t > 0} \log f_s(Q_t)[1-F_b(Q_t)] , \quad (2.42)$$

sendo a notação a mesma que a considerada para o modelo canónico, pelo procedimento de Maddala e Nelson. Note-se que em (2.42) não foi considerado o caso de se ter  $\Delta p_t = 0$ , i.e., observações

correspondentes a uma situação de equilíbrio. Com efeito, sendo  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  variáveis aleatórias contínuas, então a  $\Pr(\Delta p_t = 0)$  é zero. Todavia, admitindo a existência de pontos de equilíbrio, estes dever-se-ão incluir num dos regimes correspondentes a  $\Delta p_t > 0$  ou  $\Delta p_t < 0$ , como notou Maddala (1983, pp.305 e 306).

Como os termos do segundo membro de (2.42) não possuem factores comuns, (dado aquela relação introduzir uma função de verosimilhança concentrada), então estes podem ser maximizados separadamente, como referem Maddala e Nelson (1974, p. 1019), sendo as técnicas de estimação as mesmas que se aplicam aos tradicionais modelos de variáveis dependentes limitadas<sup>26</sup>.

#### Modelo Quantitativo de Fair e Jaffee:

Amemiya (1974) propõe neste caso duas técnicas de estimação consistentes e alternativas: o procedimento iterativo da máxima verosimilhança e uma outra baseada no critério dos mínimos quadrados em dois passos. Esta última técnica consiste numa variante da que apresentaram Fair e Jaffee (1972, p. 506) para o seu *Quantitative Method*.

Atendendo primeiramente ao método ML, consideremos as seguintes f.d.p. conjuntas das variáveis endógenas observáveis  $Q_t$  e  $p_t$ :

$$\begin{aligned} f_D(Q_t, p_t) &= f(Q_t, p_t \mid D_t < S_t) \\ f_S(Q_t, p_t) &= f(Q_t, p_t \mid D_t > S_t) , \end{aligned} \quad (2.43)$$

onde as f.d.p. conjuntas de  $Q_t$  e  $p_t$  quando  $\Delta p_t < 0$  ou  $\Delta p_t > 0$  são dadas, respectivamente, por:

$$\frac{f_D(Q_t, p_t)}{\Pr(D_t < S_t)} \quad \text{e} \quad \frac{f_S(Q_t, p_t)}{\Pr(D_t > S_t)} , \quad (2.44)$$

tendo-se como função de verosimilhança a maximizar (em loga-

<sup>26</sup> Veja-se Tobin (1958).

ritmos), a seguinte expressão:

$$L = \sum_{\Delta p_t < 0} \log f_D(Q_t, p_t) + \sum_{\Delta p_t > 0} \log f_S(Q_t, p_t) . \quad (2.45)$$

Em alternativa, Fair e Kalejian (1974) sugerem a maximização da seguinte função condicional

$$L = \sum_{\Delta p_t < 0} \log [ f_D(Q_t, p_t) / Pr(D_t < S_t) ] + \\ + \sum_{\Delta p_t > 0} \log [ f_S(Q_t, p_t) / Pr(D_t > S_t) ] . \quad (2.46)$$

a qual é incorrecta, como notou Maddala (1983, p. 307), dado não integrar a totalidade da informação fornecida pela separação da amostra, resultante dos dados observados.

Tentando ultrapassar as dificuldades associadas à estimação dos parâmetros da função de verosimilhança (2.48) (a discutir na secção 2.5 deste trabalho), Amemiya (1974) propõe um procedimento alternativo ao anterior, baseado no critério dos mínimos quadrados em dois passos.

O método proposto por este autor tem a dupla vantagem de ser mais simples e robusto que o método anterior, não exigindo que o comportamento estocástico dos resíduos tenha distribuição normal. Assim, considerem-se as duas situações seguintes:

i) Quando  $D_t < S_t$ , para  $\Delta p_t < 0$  de (2.11), e atendendo a (2.9) substitui-se  $D_t$  por  $Q_t$  e (2.8) na equação do preço (2.13) vindo:

$$Q_t = \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \\ Q_t = \beta'_1 X_{2t} + 1/\gamma \Delta p_t + u_{2t} ; \quad (2.47)$$

ii) Quando  $D_t > S_t$ , para  $\Delta p_t > 0$ , de (2.11) e, de modo análogo ao caso anterior, por (2.9) substitui-se  $S_t$  por  $Q_t$  e (2.7) em (2.13), tendo-se:



$$\begin{aligned} Q_t &= \alpha'_1 X_{1t} - 1/\gamma \Delta p_t + u_{1t} \\ Q_t &= \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} . \end{aligned} \quad (2.48)$$

Os sistemas (2.47) e (2.48) podem agora fundir-se considerando as seguintes variáveis artificiais:

$$\begin{aligned} g_t &= \begin{cases} \Delta p_t & \text{se } \Delta p_t > 0 \\ 0 & \text{outros} \end{cases} \\ h_t &= \begin{cases} \Delta p_t & \text{se } \Delta p_t < 0 \\ 0 & \text{outros,} \end{cases} \end{aligned} \quad (2.49)$$

obtendo-se:

$$\begin{aligned} Q_t &= \alpha'_1 X_{1t} - 1/\gamma g_t + u_{1t} \\ Q_t &= \beta'_1 X_{2t} + 1/\gamma h_t + u_{2t} . \end{aligned} \quad (2.50)$$

Podemos agora obter estimativas para os parâmetros desta forma estrutural, considerando os seguintes passos:

1- Fazer a regressão de  $\Delta p_t$  sobre todas as variáveis exógenas ( $X_{1t}, X_{2t}$  e  $p_{t-1}$ ) obtendo-se  $\Delta \hat{p}_t$ , i.e., estimativas  $\hat{g}_t$  para os valores de  $\Delta p_t > 0$  (regime de oferta) e estimativas  $\hat{h}_t$  para os valores de  $\Delta p_t < 0$  (regime de procura). Após termos encontrado as estimativas para  $\Delta p_t$  e atendendo a que

$$\Delta \hat{p}_t = (\hat{p}_t - p_{t-1}) = \hat{p}_t - p_{t-1} , \quad (2.51)$$

virá

$$\hat{p}_t = \Delta \hat{p}_t + p_{t-1} . \quad (2.51')$$

2- Tendo-se  $\hat{g}_t$ ,  $\hat{h}_t$  e  $\hat{p}_t$ , o segundo passo consiste em substituir estas estimativas em (2.50), isolando agora  $p_t$  das variáveis exógenas incluídas nas funções da procura ( $X_{1t}$ ) e da oferta ( $X_{2t}$ ) como, respectivamente em (2.7) e (2.8), tendo-se:

$$\begin{aligned} Q_t &= \alpha_0 \hat{p}_t + \alpha'_1 X_{1t} - 1/\gamma \hat{g}_t + u_{1t} \\ Q_t &= \beta_0 \hat{p}_t + \beta'_1 X_{2t} + 1/\gamma \hat{h}_t + u_{2t} . \end{aligned} \quad (2.52)$$

A aplicação do método OLS a cada uma das equações anteriores fornece estimadores consistentes, mas, não assintoticamente eficientes, como refere Amemiya (1974, p.760). Este facto deve-se à não consideração da restrição de o mesmo  $\gamma$  aparecer nas duas equações e, também, porque  $g_t$  e  $h_t$  não são funções lineares das variáveis exógenas. Em alternativa, dever-se-á utilizar o método não linear dos mínimos quadrados.

Frequentemente o método OLS é utilizado neste tipo de modelos em detrimento do método ML, dado ser de simples aplicação e evitar alguns dos problemas associados à maximização da função (2.45). Todavia, tratando-se de um método de informação limitada (cada equação é estimada separadamente), é menos eficiente que os métodos que estimam conjuntamente todos os coeficientes do modelo, como acontece com o método ML com informação completa.

#### Modelo Quantitativo de Laffont e Garcia:

Neste modelo a variável  $p_t$  é exógena enquanto as variáveis  $Q_t$  e  $p_{t+1}$  são endógenas. As f.d.p. conjuntas das variáveis endógenas observáveis ( $Q_t$  e  $p_{t+1}$ ) são semelhantes às apresentadas para o modelo quantitativo com separação da amostra, no que respeita às expressões (2.43) e (2.44), tendo-se como função de verosimilhança a maximizar a expressão<sup>27</sup>:

$$\mathcal{L} = \sum_{\Delta p_t < 0} \log f_b(Q_t, p_{t+1}) + \sum_{\Delta p_t > 0} \log f_s(Q_t, p_{t+1}) . \quad (2.53)$$

Em alternativa, se se optar pela estimação com base no critério dos mínimos quadrados em dois passos, o procedimento a ter em conta é análogo ao seguido para o modelo quantitativo com separação da amostra, sendo as formulações semelhantes a (2.49) e a (2.50), respectivamente. Neste caso, há apenas que substituir nestas expressões  $g_t$  por  $g_{t+1}$  e  $h_t$  por  $h_{t+1}$ , notando agora a

---

<sup>27</sup> As expressões analíticas das f.d.p. conjuntas  $f_b(\cdot)$  e  $f_s(\cdot)$  poder-se-ão ver em Laffont e Garcia (1977, p. 1200).

endogeneidade de  $g_{t+1}$  e  $h_{t+1}$ .

**Modelo quantitativo de Fair e Jaffee e de Laffont e Garcia, ambos com diferentes velocidades de ajustamento:**

A analogia é imediata com os modelos quantitativos de Fair e Jaffee e de Laffont e Garcia, respectivamente, apenas notando agora que se admitem diferentes velocidades de ajustamento para os preços, consoante os regimes de oferta ( $\gamma_1$ ) ou de procura ( $\gamma_2$ )<sup>28</sup>.

**Modelo Geral:**

Maddala e Nelson (1974) propuseram para a estimação do modelo geral o método ML, sendo a implementação desta técnica de estimação idêntica à considerada para o modelo canónico. Com efeito, no modelo geral (tal como no modelo canónico), não existe, *a priori*, nenhuma partição amostral que classifique as observações nos regimes de procura ou de oferta, sendo então a derivação da função de verosimilhança análoga à que fizemos para o modelo canónico.

Os modelos canónico e geral, precisamente porque não consideram à partida nenhuma partição amostral, constituem, porventura, os arquétipos mais fiáveis e realistas, consonantes com os mercados de desequilíbrio e, por isso, os tipos de modelos de desequilíbrio que maior aplicação têm tido. Em consequência, estes modelos serão aqui tratados com especial atenção.

As aplicações deste tipo de modelos têm sido inúmeras. Só para citarmos algumas, considerem-se as seguintes:

- mercado de trabalho: Rosen e Quandt (1978), Yatchew (1981), Romer (1981), Devillé (1982), Eaton e Quandt (1983), Stenius e

---

<sup>28</sup> Para mais pormenores veja-se Laffont e Garcia (1977), Maddala (1983, pp. 319 a 321) e Srivastava e Rao (1990, pp. 64 a 69).

Viren (1984), Quandt e Rosen (1985, 1986), Andrews e Nickell (1986), Hall e Henry (1988), Quandt (1988) e Hall e outros (1989, 1990 e 1992);

- mercado da habitação: Maddala e Nelson (1974), Goldfeld, Jaffee e Quandt (1980) e Hall e Urwin (1989);

- mercado do crédito: Laffont e Garcia (1977), Sealey (1979), Silvestre (1989) e Costa (1991);

- mercado dos bens de investimento: Nishimizu, Quandt e Rosen (1982), e,

- mercado dos serviços médicos: Ferguson e Crawford (1989).

Considere-se agora para efeitos de estimação, e por conveniência, o modelo geral de desequilíbrio escrito na sua forma matricial<sup>29</sup>, i.e.,

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_o \\ 0 & 1 & -\beta_o \\ -\gamma_o & \gamma_o & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D_t \\ S_t \\ P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha'_1 & X_{1t} \\ \beta'_1 & X_{2t} \\ \gamma'_1 & X_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} . \quad (2.54)$$

Como a f.d.p. conjunta de  $(D_t, S_t, P_t)$  [seja  $g(D_t, S_t, P_t)$ ], se obtém a partir do produto da f.d.p conjunta das variáveis residuais pelo valor absoluto do Jacobiano de transformação [igual a  $1+\gamma_o(\beta_o-\alpha_o)$ ], i.e.,

$$g(D_t, S_t, P_t) = \frac{|1+\gamma_o(\beta_o-\alpha_o)|}{(2\pi)^{3/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} u'_t \Sigma^{-1} u_t \right\} , \quad (2.55)$$

onde  $u_t$  é um vector aleatório dos resíduos  $(u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})$  com distribuição normal multivariada,  $N(0, \Sigma)$ , e  $\Sigma$  uma matriz não singular. Analogamente ao considerado para o modelo canónico, a expressão (2.28) vem agora escrita na forma:

---

<sup>29</sup> Neste caso o vector  $X_{3t}$  inclui os preços desfasados de um período.

$$h(Q_t, p_t | Y_t) = f(Q_t, p_t | D_t < S_t) \Pr(D_t < S_t) + \\ + f(Q_t, p_t | D_t \geq S_t) \Pr(D_t \geq S_t) , \quad (2.56)$$

sendo,

$$f(Q_t, p_t | D_t < S_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t, p_t | D_t < S_t) dS_t \\ = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t, p_t) dS_t / \Pr(D_t < S_t) . \quad (2.57)$$

Da mesma forma tem-se  $f(Q_t, p_t | D_t \geq S_t)$ , pelo que, substituindo estas expressões em (2.56), ter-se-á

$$h(Q_t, p_t | Y_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t, p_t) dS_t + \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, D_t, p_t) dD_t . \quad (2.58)$$

À semelhança do que fizemos para a estimação do modelo canónico, também para o modelo geral se poderia introduzir o método ML, seguindo o procedimento de Maddala e Nelson (1974, pp. 1022 a 1024), em detrimento da integração directa da expressão (2.58), tal como se apresenta no Apêndice 2<sup>30</sup>. Em qualquer dos casos, a função de verosimilhança (em logaritmos) para o modelo geral, correspondente à expressão (2.58), vem dada por

$$\ell = \log L = \sum_{t=1}^T \log h(Q_t, p_t | Y_t) . \quad (2.59)$$

Esta expressão deverá ser maximizada a partir dos métodos habituais de optimização numérica (sem restrições), disponíveis para estimação não linear (tais como sejam o algoritmo de Newton-Raphson, de Gauss-Newton, o método de *Scoring*, ou outros métodos), por forma a obterem-se as estimativas para os parâmetros do modelo.

Dada a grande complexidade que reveste a apresentação analítica da expressão (2.59) e o elevado tempo computacional necessário em

---

<sup>30</sup> Veja-se também Srivastava e Rao (1990, pp. 86 a 88).

obter as estimativas para os parâmetros do modelo, Maddala e Nelson (1974, p. 1024) propõem um método alternativo, de informação limitada, em duas etapas, o qual consiste em estimar, num primeiro passo, a equação do preço na sua forma reduzida, i.e.

$$P_t = \delta_0 P_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \delta_i' X_{it} + u_{4t} , \quad (2.60)$$

e, num segundo passo, a partir da estimativa encontrada para  $p_t$  ( $\hat{p}_t$ ) em (2.60), considerar o seguinte modelo:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_0 \hat{p}_t + \alpha_1' X_{1t} + \varepsilon_{1t} \\ S_t &= \beta_0 \hat{p}_t + \beta_1' X_{2t} + \varepsilon_{2t} \\ Q_t &= \min (D_t , S_t) , \end{aligned} \quad (2.59)$$

o qual deverá ser estimado pela técnica descrita para o modelo canónico, dado ser formalmente idêntico a este. A obtenção das estimativas para os coeficientes da equação do preço (2.60) é feita substituindo  $D_t$  e  $S_t$  pelos respectivos valores estimados,  $\hat{D}_t$  e  $\hat{S}_t$ , dados na primeira etapa.

A aplicação deste algoritmo pode continuar até se obter a convergência para os parâmetros, i.e., quando os ganhos marginais de se proceder a mais uma iteração forem desprezíveis.

Do mesmo modo que fizemos para os modelos quantitativos de Fair e Jaffe e de Laffont e Garcia, este considerando diferentes velocidades de ajustamento, ou seja, admitindo diferentes comportamentos para o preço, consoante os regimes de procura ou de oferta (modelo de ajustamento assimétrico do preço, de acordo com a especificação de Laffont e Garcia), também para o modelo geral de desequilíbrio idêntica formalização poderia ser feita, tendo-se agora a seguinte equação para o preço:

$$\Delta p_t = \begin{cases} \gamma_{01}(D_t - S_t) + \gamma'_{11}X_{3t} + u_{3t} & \text{se } D_t > S_t \\ \gamma_{02}(D_t - S_t) + \gamma'_{12}X_{3t} + u_{4t} & \text{se } D_t < S_t \end{cases}, \quad (2.60)$$

a qual implicaria, em termos da estimação do modelo geral, *mutatis mutandis* as alterações necessárias<sup>31</sup>.

Generalizando um pouco mais, poderíamos, por exemplo, considerar que existem não duas velocidades de ajustamento mas sim  $T$ , tantas quanto o número de observações, tendo-se agora a seguinte equação de ajustamento do preço,

$$\Delta p_t = \gamma_{0t}(D_t - S_t) + \gamma'_1 X_{3t} + u_{3t}. \quad (2.63)$$

Como neste caso o número de observações é inferior ao número de parâmetros a estimar, então, para efeitos de estimação, dever-se-á considerar a seguinte hipótese: admita-se, por exemplo, que  $\gamma_{0t}$  depende sistematicamente (não aleatoriamente) de um vector de variáveis explicativas ( $X_{4t}$ ), podendo eventualmente incluir alguns dos regressores considerados na definição de  $D_t$  ou de  $S_t$ , i.e.,

$$\gamma_{0t} = \gamma'_0 X_{4t}. \quad (2.64)$$

Substituindo agora (2.64) em (2.63) ter-se-á:

$$\Delta p_t = (D_t - S_t)\gamma'_0 X_{4t} + \gamma'_1 X_{3t} + u_{3t}, \quad (2.65)$$

podendo esta equação ser estimada da mesma forma que (2.16)<sup>32</sup>. Finalmente, mais uma variante do modelo geral poder ser concebida

<sup>31</sup> Nos cálculos que se apresentam no Apêndice 2 bastava que substituíssemos  $\gamma_0$  por  $\gamma_{01}$  na expressão (A 2.4) ( $\gamma_1$  por  $\gamma_{11}$  em  $A_{3t}$ ), correspondente a um excesso de procura, e  $\gamma_0$  por  $\gamma_{02}$  na expressão (A 2.5) ( $\gamma_1$  por  $\gamma_{12}$  em  $A_{6t}$ ), correspondente a um excesso de oferta.

<sup>32</sup> A consideração de  $\gamma_{0t}$  definido de forma estocástica também poderia ser feita. Não o fizemos para não tornar ainda mais pesada a formalização e, conseqüentemente, dificultar as questões de estimação. Sobre estas questões veja-se, por exemplo, Costa (1991b, pp. 5 a 17).

se se admitir a seguinte equação de ajustamento para os preços de acordo com a especificação de Laffont e Garcia (1977):

$$p_{t+1} = p_t + \gamma_0(D_t - S_t) + \gamma_1' X_{3t} + u_{3t} , \quad (2.66)$$

Neste caso, em termos de estimação econométrica, dever-se-á agora notar que  $p_t$  é uma variável pré-determinada, sendo  $p_{t+1}$  uma variável endógena<sup>33</sup>.

## 2.4 Discriminação entre regimes de procura e de oferta

A discriminação entre regimes de excesso de procura ou de excesso de oferta, i.e., quando, respectivamente, as quantidades transaccionadas se situam sobre a função oferta ou sobre a curva da procura, pode ser efectuada a partir do cálculo das correspondentes probabilidades.

Existem aqui, contudo, dois conceitos diferentes de probabilidade, consoante uma determinada observação corresponda a um excesso de procura ou de oferta.

Podemos considerar o conceito simples de probabilidade incondicional, ou marginal, i.e.,  $Pr(D_t > S_t)$ , utilizado, por exemplo, por Rosen e Quandt (1978) na classificação das observações entre os regimes de excesso de procura ou de excesso de oferta, no caso do mercado de trabalho para os EUA.

Ao conceito anterior de probabilidade marginal pode-se contrapor o conceito de probabilidade condicional, i.e., a probabilidade condicionada pelas transacções efectivamente observadas ( $Q_t$ ), ou

---

<sup>33</sup> No Apêndice 2 em  $A_{3t}$  e  $A_{6t}$  ter-se-á que efectuar a substituição de  $p_t$  por  $p_{t+1}$ . Deve-se, igualmente, ter em atenção a alteração no Jacobiano de transformação, o qual passa agora a assumir como valor a unidade.



seja,  $Pr (D_t > S_t | Q_t)$ , discutido por Kiefer (1980), Gersovitz (1980), Burkett (1981) e justificado por Lee (1984a).

Sem perda de generalidade, considere-se agora o modelo canônico. A probabilidade marginal de um excesso de procura vem então dada por:

$$\begin{aligned} Pr (D_t > S_t) &= Pr (\alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} > \beta'_1 X_{2t} + u_{2t}) \\ &= \Phi [(\alpha'_1 X_{1t} - \beta'_1 X_{2t}) / \sigma] , \end{aligned} \quad (2.67)$$

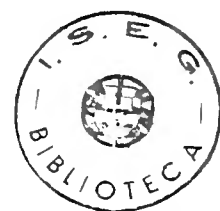
onde  $\sigma^2 = \text{Var} \{u_{1t} - u_{2t}\}$ .

Dado que  $\alpha'_1 X_{1t}$  representa o valor esperado incondicional da procura,  $E\{D_t\}$ , e  $\beta'_1 X_{2t}$  o valor esperado incondicional da oferta,  $E\{S_t\}$ , então tem-se imediatamente que  $Pr (D_t > S_t) > 0.5$  quando  $E\{D_t\} > E\{S_t\}$ , [Gersovitz (1980, p. 241, teorema 1)].

No que respeita à probabilidade condicionada, ela pode ser formalmente escrita como, [atendendo a (2.28), (2.29), (2.30) e a (2.38)],

$$\begin{aligned} Pr (D_t > S_t | Q_t) &= \frac{f(Q_t | D_t > S_t) \cdot Pr(D_t > S_t)}{h(Q_t | Y_t)} \\ &= \frac{\int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, D_t) dD_t}{\int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, S_t) dS_t + \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, D_t) dD_t} \\ &= \frac{f_s(Q_t)[1-F_D(Q_t)]}{\{f_D(Q_t)[1-F_S(Q_t)] + f_s(Q_t)[1-F_D(Q_t)]\}} . \end{aligned} \quad (2.68)$$

Gersovitz (1980, p. 241, teorema 2) mostra ainda que no caso de se ter  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$  e  $\alpha'_1 X_{1t} > \beta'_1 X_{2t}$ , então também  $Pr (D_t > S_t | Q_t) > 0.5$ . Atendendo a que naquelas condições o valor da expressão (2.68) é



maior que 0.5, por substituição em (2.34) tem-se

$$\begin{aligned} &= \int_{Q_t}^{-\infty} \exp \left\{ - \frac{(y - \alpha'_1 X_{1t})^2}{2\sigma_1^2} \right\} - \exp \left\{ - \frac{(y - \beta'_1 X_{2t})^2}{2\sigma_2^2} \right\} + \\ &+ \frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2} dQ_t > 0, \end{aligned} \quad (2.69)$$

sendo a expressão seguinte uma condição necessária e suficiente que garante (2.69), desde que  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$  e  $\alpha'_1 X_{1t} > \beta'_1 X_{2t}$ ,

$$\frac{(y - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2} + \frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2} < \frac{(y - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2} + \frac{(y - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2},$$

$\forall y > Q_t$ .

Neste caso, se as duas variâncias são suficientemente próximas uma da outra, então a classificação nos regimes de procura ou de oferta, (com base nas probabilidades marginais ou condicionais), não diverge substancialmente.

Gersovitz (1980) a partir de experiências efectuadas com base em ensaios de simulação (utilizando a técnica de Monte Carlo), procurou investigar as propriedades (no caso de pequenas amostras), dos diferentes estimadores destas probabilidades fornecidos pela técnica da máxima verosimilhança. Este autor concluiu que a estimação dos parâmetros pelo método ML fornece estimativas para as probabilidades condicionais com enviesamentos relativamente pouco significativos, no caso de pequenas amostras, diminuindo tais enviesamentos à medida que o período amostral aumenta.

Por outro lado, de acordo com Gersovitz, em pequenas amostras o enviesamento tende a ser maior para valores intermédios dos verdadeiros valores de probabilidade. E, no caso dos verdadeiros valores de probabilidade serem pequenos (grandes), as estimativas fornecidas pelas probabilidades condicionadas podem vir sobreavaliadas (subavaliadas).

Burkett (1981), num estudo empírico então efectuado, não encontra diferenças substanciais entre a opção pela técnica das probabilidades condicionadas em detrimento da probabilidades marginais. Contudo, o autor admite ser preferível optar pelo critério de classificação condicional das probabilidades, excepto no caso de se suspeitar que uma observação particular da variável endógena é medida com maior erro do que as outras observações. Neste caso, o investigador, segundo Burkett, deve utilizar o critério das probabilidades marginais, já que o mesmo acontece na previsão dos futuros regimes, pois também aqui não existem dados observados para as quantidades transaccionadas, as quais são utilizadas apenas no critério das probabilidades condicionadas.

Por último, em Quandt e Rosen (1985), numa aplicação ao mercado de trabalho para a economia americana, defende-se a posição de que as probabilidades condicionadas fornecem uma forma mais apurada de discriminação entre regimes do que as probabilidades marginais.

## 2.5 Problemas computacionais

Nesta secção iremos apenas enunciar alguns dos problemas de estimação frequentemente associados aos modelos de desequilíbrio. Os pormenores, i.e., as demonstrações analíticas, apresentam-se no Apêndice 3.

À semelhança do que se verifica com os demais modelos que incluem variáveis não observáveis, os modelos de desequilíbrio, por conduzirem a uma formalização pouco comum (não *standard*) à dos modelos econométricos tradicionais, requerem a utilização de métodos de estimação não linear (frequentemente o método ML, como vimos anteriormente), para os quais apenas são conhecidas propriedades assintóticas.

Adicionalmente, pelo facto de os modelos de desequilíbrio incluírem variáveis não observáveis, é frequente suceder que estes originam funções de verosimilhança "mal-comportadas", i.e., funções para as quais se torna difícil garantir a convergência para pontos extremantes que sejam máximos globais, ou, com maior gravidade, a existência de funções de verosimilhança não limitadas<sup>34</sup>. Nestes casos, a estimação dos modelos de desequilíbrio só é possível se *a priori* forem impostas algumas restrições. Geralmente fixam-se valores para determinados parâmetros, designadamente os desvios-padrão das variáveis aleatórias residuais.

---

<sup>34</sup> Os problemas da existência de funções não limitadas e da dificuldade na convergência da função de verosimilhança para pontos extremantes que sejam máximos (globais ou locais), nos modelos de desequilíbrio, são tratados no Apêndice 3.

## 2.6 Especificações Alternativas

### 2.6.1 Introdução

Na secção 2.2 apresentámos diferentes modelos de desequilíbrio, todos eles partindo do princípio de que as transacções comerciais se realizam pelo lado mais curto do mercado, porquanto as quantidades transaccionadas de determinado produto, ou factor de produção, serão determinadas pelo mínimo entre a procura e a oferta.

Adicionalmente, pressupôs-se que não existia mecanismo ou informação *a priori* que permitisse partir previamente a informação amostral, de modo a poder discriminar as observações entre os regimes de procura e de oferta, por forma a caracterizar (em cada período de tempo), o desequilíbrio existente no mercado considerado.

Nesta secção iremos apresentar, em alternativa, dois tipos de modelos relativamente distintos dos considerados em 2.2, dado partirem de uma filosofia algo diferente quanto à realização das transacções em mercados imperfeitos. Em particular, o modelo de Chow (ou modelo de ajustamento parcial), e o modelo de Rudebusch, ou modelo de equação indicatriz (*indicator equation model*), ambos inicialmente propostos para o estudo do mercado de trabalho<sup>35</sup>.

O modelo de Chow baseia-se no princípio de que nos mercados em desequilíbrio as quantidades e preços divergem dos seus valores de equilíbrio walrassianos, convergindo estas variáveis (mais ou menos lentamente), para esses valores.

---

<sup>35</sup> Vd. Chow (1977) e Rudebusch (1986).

o modelo de Rudebusch pressupõe que é possível considerar previamente determinada informação que permite dividir as observações entre regimes de procura e de oferta. Esta hipótese, inexistente nos modelos de desequilíbrio tradicionais, em geral, e no modelo canónico ou no modelo geral, em particular (apresentados na secção 2.2.), possibilita ao investigador efectuar, desde logo, a partição da amostra através de uma "variável indicatriz" (*indicator variable*), inicialmente proposta.

Os modelos de Chow e de Rudebusch têm a dupla vantagem de não exigirem previamente a hipótese da normalidade das variáveis residuais estocásticas (dado serem estimados pelo método dos mínimos quadrados), nem terem os problemas descritos na secção 2.5, comuns aos tradicionais modelos de desequilíbrio com condição de mínimo.

#### 2.6.2 O modelo de Chow, ou modelo de ajustamento parcial

A formulação do modelo de desequilíbrio de Chow, baseia-se no estudo do mesmo autor, Chow (1977), citado inicialmente por Sarantis (1981), e já de alguma forma subjacente nos trabalhos de Bowden (1978a e 1978b)<sup>36</sup>.

Este modelo encontra justificação no seguinte: segundo a especificação proposta por Chow, as quantidades transaccionadas no mercado ( $Q_t$ ) não correspondem ao mínimo entre a procura ( $D_t$ ) e a oferta ( $S_t$ ), dado que as variáveis preço e quantidade deverão convergir para os seus valores de equilíbrio walrassiano.

---

<sup>36</sup> Nestes trabalhos, Bowden adopta um mecanismo de ajustamento para a variável preço, o qual acaba por ser um caso particular da formulação proposta por Chow (1977). A este propósito veja-se, no capítulo 3, a nossa equação (3.6).

Este autor critica a "condição de mínimo" (a nossa equação 2.9), por duas razões. Em primeiro lugar essa condição (tal como foi apresentada), estabelece um esquema de racionamento, entre outros possíveis<sup>37</sup>, o qual implica que  $Q_t$  exceda (*overshoot*) o seu valor de equilíbrio durante o processo de ajustamento entre as variáveis. Tal situação, segundo Chow, é observada muito raramente, ocorrendo somente se os custos de ajustamento das quantidades forem significativos. Uma segunda razão apontada pelo autor, prende-se com o facto de se considerarem diferentes hipóteses quanto à natureza do ajustamento do preço e da quantidade.

Por exemplo, Bowden (1978a e 1978b), considera que a evolução do preço pode ser adequadamente representada através de um mecanismo de ajustamento parcial (equação do preço de Bowden), tendo-se então presente a restrição de que a variável  $p_t$  não excede o seu valor de equilíbrio ( $p_t^*$ ), o mesmo não se garantindo para  $Q_t$ . Todavia, não existe à partida razão para que ambas as variáveis  $p_t$  e  $Q_t$  não tenham caminhos de ajustamento análogos.

Segundo Chow (referido em Sarantis, 1981, p. 339), não é plausível que existam razões para que se opte, *a priori*, por um ajustamento do preço de tipo walrassiano e por um ajustamento da quantidade de tipo marshalliano.

Chow questiona, igualmente, a validade dos tradicionais métodos de estimação dos modelos de desequilíbrio. Para este autor, tais métodos partem do pressuposto de que o equilíbrio se verifica para todos os períodos, ao mesmo tempo que se utilizam estatísticas obtidas em mercados que não estão, necessariamente, em equilíbrio em todos os momentos do tempo. Precisamente por isso, e também porque não é possível observar unicamente os valores de equilíbrio das variáveis, Chow sugere que a abordagem tradicional de estimação possa ser modificada, de modo a ter em conta alguma

---

<sup>37</sup> Vd. por exemplo Benassy (1982 e 1984).

consistência metodológica entre a especificação dos modelos e a natureza dos dados utilizados na estimação daqueles.

Ilustremos agora o método de Chow, considerando a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_0 p_t^* + \alpha_1' X_{1t} + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 p_t^* + \beta_1' X_{2t} + u_{2t} \\ Q_t^* &= D_t = S_t, \end{aligned} \quad (2.70)$$

onde o asterísco sobre as variáveis endógenas significa que tais variáveis registam os seus valores de equilíbrio. Derivando agora a forma reduzida do modelo anterior (as variáveis endógenas são dadas em função das variáveis exógenas), tem-se:

$$\begin{aligned} Q_t^* &= [\beta_0 \alpha_1' X_{1t} - \alpha_0 \beta_1' X_{2t} + (\beta_0 u_{1t} - \alpha_0 u_{2t})] / \Delta \\ p_t^* &= [\alpha_1' X_{1t} - \beta_1' X_{2t} + (u_{1t} - u_{2t})] / \Delta, \end{aligned} \quad (2.71)$$

onde,  $\Delta = \beta_0 - \alpha_0$ .

A abordagem em termos de equilíbrio, parte do pressuposto de que o mercado atinge o equilíbrio, observando-se  $Q_t^*$  e  $p_t^*$ . Ao invés, pela abordagem do desequilíbrio, assume-se que o mercado não está necessariamente em equilíbrio, em todos os períodos, e, consequentemente, as variáveis  $Q_t^*$  e  $p_t^*$  não podem ser observadas para todos os períodos de tempo. Assim sendo, torna-se importante conhecer a relação existente entre  $(Q_t^*, p_t^*)$  e os valores observados  $(Q_t, p_t)$ . Neste sentido, Chow considera o seguinte processo de ajustamento parcial<sup>38</sup>:

$$\begin{aligned} (Q_t - Q_{t-1}) &= \theta_{11}(Q_t^* - Q_{t-1}) + \theta_{12}(p_t^* - p_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ (p_t - p_{t-1}) &= \theta_{21}(Q_t^* - Q_{t-1}) + \theta_{22}(p_t^* - p_{t-1}) + \varepsilon_{2t}, \end{aligned} \quad (2.72)$$

onde,  $\theta_{ij}$  ( $i, j = 1, 2$ ) são os parâmetros que caracterizam o processo de ajustamento e  $\varepsilon_{it}$  são as variáveis aleatórias

---

<sup>38</sup> Em termos genéricos, o mecanismo de determinação da variável  $y$  processa-se pelo ajustamento parcial do nível efectivo ( $y$ ) ao nível desejado, óptimo ( $y^*$ ).



residuais com as propriedades estatísticas habituais<sup>39</sup>.

Convém notar que os coeficientes  $\theta_{11}$  e  $\theta_{22}$  das variáveis quantidade e preço indicam, respectivamente, as velocidades de ajustamento com que  $Q_t$  e  $p_t$  se aproximam dos seus valores de equilíbrio, enquanto os coeficientes de ajustamento cruzado,  $\theta_{12}$  e  $\theta_{21}$ , medem as interacções entre  $Q_t$  e  $p_t$  no processo de ajustamento.

Como referem Srivastava e Rao (1990), a partir de certas hipóteses pode previamente fixar-se o valor destes coeficientes de ajustamento (ou pelo menos alguns deles), em determinados valores, i.e., considerando a imposição de restrições *a priori*. Não obstante, para assegurar a estabilidade do modelo, é necessário e suficiente que, em módulo, a maior raiz característica da matriz  $\Theta$ ,

$$\Theta = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} ,$$

seja menor que a unidade.

No fundo, esta raiz característica apresenta uma medida global da velocidade do ajustamento entre as variáveis. Se o seu valor for próximo de um, então poderemos interpretar tal facto como uma rápida velocidade de ajustamento das variáveis para os seus níveis de equilíbrio.

Substituindo agora as equações de (2.71) em (2.72) ter-se-á:

$$Q_t = \pi_{11}Q_{t-1} + \pi_{12}p_{t-1} + \pi'_{13}X_{1t} + \pi'_{14}X_{2t} + v_{1t} \quad (2.73)$$

$$p_t = \pi_{21}Q_{t-1} + \pi_{22}p_{t-1} + \pi'_{23}X_{1t} + \pi'_{24}X_{2t} + v_{2t} , \quad (2.74)$$

onde,

---

<sup>39</sup> Originalmente em Chow (1977), como referem Srivastava e Rao (1990, p. 123), considera-se o mecanismo (2.72) como determinístico e não estocástico, tal como é aqui apresentado.

$$\begin{aligned}
\pi_{11} &= 1-\theta_{11} \quad , \quad \pi_{12} = -\theta_{12} \quad , \quad \pi_{13} = (\theta_{11}\beta_0-\theta_{12})/\Delta \quad \alpha'_1 \quad , \\
\pi_{14} &= (\theta_{12}-\theta_{11}\alpha_0)/\Delta \quad \beta'_1 \quad , \quad \pi_{21} = -\theta_{21} \quad , \quad \pi_{22} = 1-\theta_{22} \quad , \\
\pi_{23} &= (\theta_{21}\beta_0-\theta_{22})/\Delta \quad \alpha'_1 \quad , \quad \pi_{24} = (\theta_{22}-\theta_{21}\alpha_0)/\Delta \quad \beta'_1 \quad , \quad (2.75) \\
v_{1t} &= \varepsilon_{1t} + (\theta_{11}\beta_0-\theta_{12})/\Delta \quad u_{1t} + (\theta_{12}-\theta_{11}\alpha_0)/\Delta \quad u_{2t} \quad , \\
v_{2t} &= \varepsilon_{2t} + (\theta_{21}\beta_0-\theta_{22})/\Delta \quad u_{1t} + (\theta_{22}-\theta_{21}\alpha_0)/\Delta \quad u_{2t} \quad ,
\end{aligned}$$

sendo  $\Delta$ , tal como definido anteriormente.

As equações (2.73) e (2.74), definindo a forma reduzida do modelo, mostram a relação conjunta entre as variáveis endógenas e as variáveis pré-determinadas (exógenas e endógenas desfasadas), e, por isso, facilmente estimáveis pelo método OLS.

Utilizando agora as relações descritas por (2.75) e as estimativas  $\hat{\pi}_{ij}$  de  $\pi_{ij}$  ( $i=1,2$ ;  $j=1,2,3,4$ ), as estimativas para  $\alpha_0$ ,  $\alpha'_1$ ,  $\beta_0$ ,  $\beta'_1$ ,  $\theta_{11}$ ,  $\theta_{12}$ ,  $\theta_{21}$ , e  $\theta_{22}$  podem ser obtidas a partir das estimativas indirectas dos mínimos quadrados, i.e.:

$$\begin{aligned}
\hat{\theta}_{11} &= 1-\hat{\pi}_{11} \quad , \quad \hat{\theta}_{12} = -\hat{\pi}_{12} \quad , \quad \hat{\theta}_{21} = -\hat{\pi}_{21} \quad , \quad \hat{\theta}_{22} = 1-\hat{\pi}_{22} \quad , \\
\alpha_0 &= [\hat{\pi}_{14} (\hat{\pi}_{22} - 1) - \hat{\pi}_{12}\hat{\pi}_{24}] / [\hat{\pi}_{24}(1-\hat{\pi}_{11}) + \hat{\pi}_{21}\hat{\pi}_{14}] \quad , \\
\beta_0 &= [\hat{\pi}_{13}(1-\hat{\pi}_{22}) + \hat{\pi}_{12}\hat{\pi}_{23}] / [\hat{\pi}_{23}(\hat{\pi}_{11}-1) - \hat{\pi}_{13}\hat{\pi}_{21}] \quad , \quad (2.76) \\
\alpha'_1 &= \hat{\pi}_{13}\hat{\Delta} / [\hat{\beta}_0(1-\hat{\pi}_{11}) + \hat{\pi}_{21}] \quad , \quad \beta'_1 = -\hat{\pi}_{14}\hat{\Delta} / [\hat{\alpha}_0(1-\hat{\pi}_{11}) + \hat{\pi}_{12}] \quad .
\end{aligned}$$

Como sabemos, o procedimento anterior falha, sempre que às equações da forma estrutural do modelo forem adicionadas outras variáveis exógenas, tendo-se assim um modelo sub-identificado. Este problema pode ser ultrapassado impondo-se restrições ao modelo. No fundo, a aplicação do critério de Chow à estimação dos modelos de desequilíbrio reduz-se ao caso tradicional da estimação de modelos simples de equações simultâneas, sendo, por isso, o modelo de Chow estimado a partir das técnicas já conhecidas para

estimação de tais modelos. Nesse contexto, é necessário efectuar-se uma análise prévia da identificação do modelo, de modo a aplicar-se o método mais adequado na estimação dos parâmetros do mesmo.

As especificações anteriores podem ser generalizadas, de acordo com as formalizações habitualmente utilizadas no contexto da estimação dos modelos de equações interdependentes, tendo-se então:

$$\Gamma Y_t^* = BX_t + U_t , \quad (2.77)$$

onde,  $Y_t^*$  é um vector coluna, de dimensão  $m$ , que representa as variáveis de equilíbrio<sup>40</sup>,  $X_t$  é um vector de variáveis pré-determinadas, e  $U_t$  representa o vector das variáveis aleatórias residuais das  $m$  equações do modelo.  $\Gamma$  e  $B$  são matrizes de coeficientes, respectivamente das variáveis endógenas e das variáveis pré-determinadas.

O modelo anterior está definido na sua forma estrutural, a qual determina os valores de equilíbrio das variáveis endógenas ( $Y_t^*$ ). Estas variáveis não são observadas, sendo o mecanismo introduzido *a priori*, que permite relacioná-las com as variáveis observadas, do tipo:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Theta(Y_t^* - Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.78)$$

onde  $\Theta$  é, tal como anteriormente, a matriz de pesos que incorpora quer as velocidades de ajustamento entre as variáveis, quer os efeitos de interdependência entre as equações do modelo.

É claro que o investigador pode sempre introduzir um esquema de ajustamento ainda mais complicado que (2.78), por exemplo dado a partir da estimação de um processo VARIMA (*vector autoregressive integrated moving average*, no quadro da metodologia de sucessões

---

<sup>40</sup> No caso do modelo descrito anteriormente,  $Y_t = [Q_t \ p_t]'$ .

cronológicas, de Box-Jenkins<sup>41</sup>), ou de um modelo de mecanismo corrector do erro multivariado, ou ainda mesmo, fazer depender os coeficientes da matriz  $\Theta$  (por hipótese não diagonal), de outras variáveis económicas.

Resolvendo agora (2.77) em relação a  $Y_t^*$  obtém-se:

$$\begin{aligned} Y_t^* &= \Gamma^{-1}BX + \Gamma^{-1}U_t \\ &= \Pi X_t + V_t, \end{aligned} \quad (2.79)$$

e, substituindo a relação anterior em (2.78) tem-se a forma final do modelo,

$$\begin{aligned} Y_t &= \Theta \Pi X_t + (I - \Theta)Y_{t-1} + \Theta V_t + \varepsilon_t \\ &= DX_t + CY_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (2.80)$$

O modelo de ajustamento anterior permite explicitar os valores observados para as quantidades e para os preços, ao mesmo tempo que fornecendo um mecanismo de ajustamento para  $Q_t$  e  $p_t$  (ausente no modelo de desequilíbrio clássico, no modelo canónico), trata os ajustamentos dinâmicos em  $Q_t$  e  $p_t$  de forma simétrica. Por outro lado, permite ainda eliminar as oscilações significativas no ajustamento de  $Q_t$ , frequentemente decorrentes da aplicação do modelo de desequilíbrio tradicional.

A grande vantagem da aplicação do critério de Chow nas estimações empíricas tem a ver com a simplicidade com que as equações são estimadas, com base em métodos clássicos de estimação simultânea<sup>42</sup>, em detrimento dos métodos descritos na secção 2.2.

Paralelamente, o método de Chow permite afastar os problemas associados à estimação dos modelos de desequilíbrio que têm equação de mínimo, sem necessitar que se imponha previamente a

---

<sup>41</sup> Box e Jenkins (1976).

<sup>42</sup> A aplicação dos vários métodos de estimação simultânea, quer se tratem de métodos de informação limitada, quer de informação completa, deve ser precedida da análise de identificabilidade às equações do modelo.

hipótese da normalidade das variáveis residuais, evitando, assim, as limitações que no caso contrário daí decorreriam.

Como referem Quandt (1988) e Srivastava e Rao (1990), a opção pelo modelo de desequilíbrio na formulação de Chow, em detrimento do modelo de desequilíbrio com condição de mínimo, é controversa porque é difícil de justificar. Com efeito, não é óbvio que um modelo seja melhor do que o outro.

O modelo de ajustamento parcial baseia-se na noção de "custos de ajustamento", facto extremamente importante, por exemplo, na modelização de funções procura e oferta de trabalho, o que levou a que o critério de Chow fosse amplamente utilizado na modelização do mercado de trabalho.

Exemplos da sua aplicação são os trabalhos de Sarantis (1981 e 1986), Lewis (1983), Smith (1983), Briguglio (1984), Rao (1986) e a aplicação apresentada em Srivastava e Rao (1990, cap.9).

Todavia, o modelo de Chow não apresenta (pelo menos directamente), as questões de racionamento, tão importantes em mercados imperfeitos. Igualmente, existem casos para os quais é difícil não só encontrar um ajustamento parcial simétrico entre o preço e a quantidade, como também pode não ser verosímil admitir que as variáveis preço e quantidade convergem sempre para os seus valores de equilíbrio walrassianos. Nestes termos, podem não ser infundadas as reservas em aceitar a formulação de Chow, como uma abordagem genuína do desequilíbrio.

Em contrapartida, o modelo de desequilíbrio na sua forma canónica postula uma rigidez e exogeneidade do preço. A posição mais defensável poderá ser, contudo, a de que ambos os modelos sejam considerados razoavelmente plausíveis, pelo menos à primeira vista, cabendo aos dados a tarefa de optar por uma formulação em detrimento da outra. Nestes termos, em princípio, só os estudos de

natureza empírica poderão demonstrar ou não a maior ou menor aderência dos dados a um dos tipos de modelos de desequilíbrio considerados.

Por último, porque os modelos não são encadeados<sup>43</sup>, subsiste a opção, mais ou menos subjectiva, do investigador poder "provar" que os dados são gerados por um modelo e não pelo outro.

### 2.6.3 O modelo de Rudebusch, ou modelo de equação indicatriz

O modelo que iremos apresentar de seguida baseia-se na abordagem da "variável/equação indicatriz" (*indicator variable/equation*), inicialmente proposto por Rudebusch (1986), na estimação do mercado de trabalho agregado para a economia americana. A forma geral do modelo é:

$$D_t = \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + \alpha_2 D_{t-1} + u_{1t}$$

$$S_t = \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + \beta_2 S_{t-1} + u_{2t}$$

$$Q_t = \min (D_t, S_t) \quad (2.81)$$

$$D_t - S_t = \mu(I_t - I_t^*), \quad \mu \in \mathbb{R}^+$$

onde, todos os regressores têm o significado atribuído anteriormente e as variáveis residuais as propriedades estatísticas habituais.

A variável indicatriz  $I_t$ , do modelo anterior, representa um excesso de procura (oferta) no mercado, quando  $D_t > S_t$  ( $D_t < S_t$ ), sendo  $I_t^*$  o seu valor de equilíbrio.

---

<sup>43</sup> Apenas no caso da formulação proposta por Bowden (1978a e 1978b), que considera simplesmente um processo de ajustamento do tipo parcial para o preço, o modelo é equivalente ao modelo canónico de desequilíbrio, tal como demonstraram Mouchart e Orsi (1986).

Em Rudebusch (1986, p. 470), consideram-se, entre outras, as seguintes variáveis susceptíveis de poderem representar  $I_t$ : O inverso da taxa de desemprego e o índice de salários monetários, real, ou mesmo nominal. Consequentemente,  $I_t^*$  pode ser a taxa natural de desemprego (como em Srivastava e Rao, 1990, p. 174), ou a taxa de "salário real de equilíbrio" (*warranted real wage*), i.e., a taxa de salário que é consistente com a taxa de desemprego não aceleradora da inflação (NAIRU: Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment). No entanto, como refere Rudebusch (1986, p. 470), *The indicator of labor market tension  $I_t$  is a series correlated with excess demand but not necessarily causal, for it will be treated as an endogenous variable in estimation.*

O modelo (2.81) por ser dinâmico poderá, eventualmente, ter maior aderência aos dados e, portanto, constituir uma arquitectura mais consonante com a realidade. Por exemplo, no mercado de trabalho, poderá modelizar melhor os custos de ajustamento existentes. Assim, as variáveis endógenas desfasadas podem ter resultado, por exemplo, da introdução de mecanismos de ajustamento do tipo parcial, ou através da adopção de ajustamento das variáveis endógenas com base em esquemas de convergência por expectativas adaptativas. Em qualquer dos casos estas formulações são convertidas, a partir da transformação de Koyck, nas expressões anteriores.

Para efeitos de estimação, o modelo (2.81) pode apresentar-se (atendendo previamente à condição de mínimo), na seguinte forma:

$$Q_t = \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + \alpha_2 D_{t-1} - \mu ED_t(I_t - I_t^*) + u_{1t}$$

$$Q_t = \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + \beta_2 S_{t-1} + \mu ES_t(I_t - I_t^*) + u_{2t} , \quad (2.82)$$

onde, as variáveis de partição amostral são dadas por:

$$ED_t = \begin{cases} 1 & \text{se } I_t - I_t^* > 0 \text{ (excesso de procura)} \\ 0 & \text{outros,} \end{cases} \quad (2.83)$$

$$ES_t = \begin{cases} 1 & \text{se } I_t - I_t^* < 0 \text{ (excesso de oferta)} \\ 0 & \text{outros.} \end{cases}$$

Repare-se que, uma primeira vantagem desta formulação é a de permitir imediatamente testar a pertinência do modelo de desequilíbrio a partir da significância estatística do coeficiente  $\mu$ . Com efeito, se  $\mu = 0$ , então o modelo reduz-se ao modelo de equilíbrio.

Todavia, o modelo (2.82) ainda não pode ser estimado directamente, dado incluir as variáveis não observáveis,  $D_{t-1}$  e  $S_{t-1}$ . As variáveis endógenas desfasadas podem ser eliminadas, utilizando as seguintes equações<sup>44</sup>:

$$D_{t-1} = Q_{t-1} + \mu ED_{t-1}(I_{t-1} - I_{t-1}^*) \quad (2.84)$$

$$S_{t-1} = Q_{t-1} - \mu ES_{t-1}(I_{t-1} - I_{t-1}^*) .$$

Substituindo agora (2.84) em (2.82) tem-se:

$$Q_t = \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + \alpha_2 Q_{t-1} - \mu ED_t(I_t - I_t^*) + \\ + \alpha_2 \mu ED_{t-1}(I_{t-1} - I_{t-1}^*) + u_{1t}$$

$$Q_t = \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + \beta_2 Q_{t-1} + \mu ES_t(I_t - I_t^*) - \\ - \beta_2 \mu ES_{t-1}(I_{t-1} - I_{t-1}^*) + u_{2t} . \quad (2.85)$$

Uma segunda vantagem desta formulação é a de o modelo anterior poder ser facilmente estimado a partir dos tradicionais métodos de estimação simultânea, aliás, à semelhança do que sucedia com a formulação de Chow.

Note-se, por outro lado, que a formulação introduzida por Rudebusch pode ser considerada como uma variante da equação determinista de ajustamento do preço, discutida na secção 2.3, mais precisamente no modelo quantitativo de Fair e Jaffee. Por exemplo, se  $I_t$  é a taxa de salário real e  $I_t^*$  é o seu valor no período anterior, a equação indicatriz no modelo (2.81) não é mais

---

<sup>44</sup> Rudebusch (1986, pp. 471-72).



do que uma variante da equação (2.13). Não obstante, existe pelo menos a vantagem em utilizar a formulação de Rudebusch, em detrimento da do modelo quantitativo. Com efeito, de acordo com o exposto anteriormente, o modelo da equação indicatriz pode ser estimado facilmente e adequadamente, com base em métodos de mínimos quadrados (subejamente conhecidos), ao mesmo tempo que nos dá, directamente, um teste estatístico ao desequilíbrio, a partir da significância estatística do parâmetro  $\mu$ .

Rudebusch (1986, p. 472) refere, no entanto, uma limitação do seu modelo: a formulação (2.85) parte do pressuposto de que não existe nenhum termo residual, estocástico, na equação indicatriz, o que pode, desde logo, introduzir algum erro de especificação no modelo, caso não se considerem outros regressores que eventualmente sejam pertinentes naquela equação. No caso de se incluir, adicionalmente, uma variável residual nessa equação, então deixa-se de ter uma partição determinística da amostra, passando a ter-se uma partição estocástica, o que, inevitavelmente, traz sérias consequências em termos de estimação, devendo o modelo, nesse caso, ser estimado por métodos da máxima verosimilhança de informação completa.

#### 2.6.4 Outras especificações

Questionando a validade da condição determinista de mínimo (apresentada na secção 2.2), Rosen e Quandt (1978, p. 373), sugerem que se adopte a seguinte equação estocástica:

$$Q_t = \min [E(D_t), E(S_t)] + \psi_t , \quad (2.86)$$

onde,  $E(D_t)$  é a esperança matemática da função procura [ $E(S_t)$ , da função oferta], e  $\psi_t$  é uma variável residual estocástica com as propriedades habituais.

Maddala (1986, p. 1660) considera ser difícil aceitar a especifi-

cação anterior, o mesmo sucedendo em Quandt (1982, pp. 25-27), nomeadamente se se pretendem efectuar estudos a um nível mais agregado<sup>45</sup>.

Posteriormente, em Stenius e Viren (1984) e em Sneessens (1985) modifica-se a condição (2.86), adoptando-se a seguinte especificação, de carácter ainda mais geral<sup>46</sup>:

$$\begin{aligned} Q_t &= \min [E(D_t) + u_{1t}, E(S_t) + u_{2t}] + \psi_t \\ &= \min (D_t, S_t) + \psi_t, \end{aligned} \quad (2.87)$$

que é formalmente análoga à seguinte<sup>47</sup>:

$$\begin{aligned} Q_t &= \min [E(D_t) + u_{1t} + \psi_t, E(S_t) + u_{2t} + \psi_t] \\ &= \min (D_t + \psi_t, S_t + \psi_t), \end{aligned} \quad (2.88)$$

a qual se reduz à condição tradicional de mínimo, adoptada nas secções anteriores, quando se postula que as variáveis aleatórias residuais das equações da procura e da oferta são as mesmas. Com efeito, se

$$u_{1t} = u_{2t} = \psi_t, \quad (2.89)$$

então as funções que definem as quantidades transaccionadas são *essencialmente* as mesmas, nas duas especificações<sup>48</sup>:

$$\begin{aligned} Q_t &= \min (\alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} + \psi_t, \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} + \psi_t) \\ &= \min (\alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + 2\psi_t, \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + 2\psi_t) \\ &= \min (\alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t}, \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t}) + 2\psi_t. \end{aligned} \quad (2.90)$$

<sup>45</sup> Para mais pormenores vejam-se as referências bibliográficas citadas nesta secção.

<sup>46</sup> Na literatura esta formulação é conhecida como o modelo de Ginsburgh-Tishler-Zang, como refere Quandt (1988, pp. 109-15), citando os trabalhos de Tishler e Zang (1977 e 1979), Ginsburgh, Tishler e Zang (1980) e Ginsburgh e Zang (1980).

<sup>47</sup> Ver Quandt (1982, p. 22) e Sneessens (1985, p. 112).

<sup>48</sup> *Exactamente* no caso em que se considera a expressão (2.86).

Dado surgirem alguns problemas computacionais consequentes da adopção das especificações anteriores, segundo Sneessens (1985, p. 113), "Monte-Carlo experiments suggesting that the Maximum Likelihood estimator associated with the deterministic switching route one-market model apparently has better small sample properties than is stochastic switching rule counterpart even when the latter is asymptotically superior".

Por outro lado, a especificação da condição de mínimo estocástica tem a vantagem de poder determinar, de forma não ambígua, qual o regime que se observou em cada período. A determinação do regime efectivamente observado é dado a partir do cálculo do mínimo da procura e da oferta.

Contrariamente, de acordo com o que se viu na secção 2.4, a utilização da condição de mínimo tradicional apenas permite calcular a probabilidade de se observar um dado regime<sup>49</sup>. Contudo, enquanto esta permite estruturas de erro diferentes para as funções procura e oferta, a condição de mínimo estocástica impõe as mesmas perturbações aleatórias a estas funções, o que não parece razoável admitir. Com efeito, a procura e a oferta, num dado mercado, são resultantes de decisões de agentes económicos diferentes. Por esta razão, parece-nos mais adequada a especificação da condição de mínimo tradicional.

Um procedimento de uso frequente na estimação de (2.87), cuja função de verosimilhança nem sempre é contínua e diferenciável<sup>50</sup>, consiste em utilizar a aproximação C.E.S. seguinte<sup>51</sup>:

$$Q_t = [\lambda_t(\alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t})^{-N} + (1-\lambda_t)(\beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t})^{-N}]^{-1/N} + \eta_t ,$$

$$0 < \lambda_t < 1 , \quad (2.91)$$

<sup>49</sup> Para mais pormenores, ver Quandt (1988, pp. 109-14).

<sup>50</sup> Ver Sneessens (1985, p. 113).

<sup>51</sup> Referido em Srivastava e Rao (1990, pp. 121-22), como a formulação de Siebrand (1979). Ver igualmente Quandt (1988, pp. 129-30).

e fazer tender  $N$  para  $+\infty$  ( $N \in \mathbb{R}^+$ ). Igualmente, pode demonstrar-se que esta equação converge para a equação (2.87).

A aproximação pela função C.E.S. foi utilizada, por exemplo, em Vilares (1986), numa aplicação para a economia portuguesa de um modelo de desequilíbrio incluindo conjuntamente o mercado de produto e de trabalho. Não obstante, as propriedades dos estimadores fornecidas a partir da estimação de (2.91) ainda não são conhecidas<sup>52</sup>.

Por último, e fazendo apenas a sua referência, poderão ser utilizadas outras especificações alternativas às consideradas. Desde aquelas que consideram estruturas de erro autocorrelacionadas (por exemplo, do tipo markoviano de primeira ordem<sup>53</sup>), ou mesmo aquelas que consideram variáveis endógenas (não observáveis), desfasadas<sup>54</sup>, ou ainda quando no modelo de desequilíbrio canónico as variáveis residuais consideradas não têm distribuição normal.

Em termos de estimação bayesiana veja-se Lubrano (1985) para uma aplicação do modelo de desequilíbrio (na versão de Ginsburgh-Tishler-Zang), à determinação dos coeficientes do modelo de Rosen e Quandt (1978), para o mercado de trabalho<sup>55</sup>.

---

<sup>52</sup> Srivastava e Rao (1990, p. 122).

<sup>53</sup> Ver Quandt (1981 e 1988), Lee (1984b), Sapra (1986), Robinson (1986), Rosen e Quandt (1986) e Bera e Robinson (1989), em termos gerais, e, por exemplo no que respeita à aplicação ao mercado de trabalho, Quandt e Rosen (1986), Hall e Henry (1988 e 1990) e Hall e outros (1992).

<sup>54</sup> Ver Laffont e Monfort (1979).

<sup>55</sup> Para mais pormenores sobre estas questões veja-se Quandt (1988) e Srivastava e Rao (1990).

### 3 Equilíbrio, Desequilíbrio e Testes

#### 3.1 Introdução

Existem vários testes procurando averiguar se a amostra de dados é gerada por um modelo de equilíbrio ou se, contrariamente, provém de um modelo de desequilíbrio.

Quandt (1978), discute vários testes, chegando à conclusão de que não existe um procedimento melhor que os outros para mostrar inequivocamente que o mercado em presença opera em equilíbrio ou em desequilíbrio. Este resultado deriva, fundamentalmente, de os modelos de equilíbrio não serem (pelo menos na maioria das formulações apresentadas), "encadeados" (*nested*) com os modelos de desequilíbrio, i.e., a inclusão de simples restrições a estes últimos não permite a obtenção dos primeiros (a não ser assintoticamente, como se verá adiante). Nestes termos, porque os modelos não são, como veremos, encadeados, os habituais testes que atendem ao conjunto de restrições impostas, como o teste dos multiplicadores de Lagrange, de Wald ou da razão de verosimilhanças, entre o modelo não restrito (de desequilíbrio) e o modelo restrito (de equilíbrio), não são directamente aplicáveis.

De seguida iremos apresentar as correspondências que podem ser consideradas entre um tipo de modelos e outro.

#### 3.2 Correspondência entre equilíbrio e desequilíbrio

Como é sabido, a determinação do vector do preço e da quantidade num mercado pode efectuar-se quer a partir duma modelização que tenha em conta um processo de equilíbrio, quer a partir de um esquema que tenha em conta um processo de desequilíbrio. A opção

por uma formalização em detrimento da outra terá, naturalmente, de obedecer às características do mercado em estudo. Deste modo, em concorrência perfeita, num mercado de determinado produto (bem, serviço, ou factor de produção como o factor trabalho), o investigador adoptará o seguinte modelo de equilíbrio por forma a poder estudar o comportamento dos agentes económicos intervenientes nesse mercado:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} \\ Q_t &= D_t = S_t , \end{aligned} \quad (3.1)$$

onde as variáveis e os parâmetros têm o significado dado no capítulo 2. Em conjunto, as equações do modelo (3.1) permitem a determinação das quantidades e preços de equilíbrio.

Designando a solução de equilíbrio por  $(p_t^*, Q_t^*)$ , o vector do preço vem dado por

$$p_t^* = \frac{\beta'_1 X_{2t} - \alpha'_1 X_{1t} + u_{2t} - u_{1t}}{\alpha_0 - \beta_0} . \quad (3.2)$$

No caso de não se verificarem os requisitos de uma situação concorrencialmente perfeita, i.e., a permanência de práticas de racionamento de preços e quantidades, então o investigador poderá optar pela seguinte formalização<sup>56</sup>:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_0 p_t + \alpha'_1 X_{1t} + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 p_t + \beta'_1 X_{2t} + u_{2t} \\ Q_t &= \min (D_t , S_t) \\ \Delta p_t &= \gamma_0 ( D_t - S_t ) + \gamma'_1 X_{3t} + u_{3t} , \end{aligned} \quad (3.3)$$

cuja solução para  $p_t$  é:

$$p_t^{**} = \frac{p_{t-1} + \gamma_0(\alpha'_1 X_{1t} - \beta'_1 X_{2t}) + \gamma_0(u_{1t} - u_{2t}) + \gamma'_1 X_{3t} + u_{3t}}{1 + \gamma_0(\beta_0 - \alpha_0)} \quad (3.4)$$

<sup>56</sup> Apenas por conveniência trata-se do modelo geral de desequilíbrio. À semelhança do modelo de equilíbrio, este modelo de desequilíbrio apresenta o preço como endógeno.

Admita-se agora que no modelo de equilíbrio as variáveis residuais  $(u_{1t}, u_{2t})$  são i.i.d., com distribuição  $N(\bar{0}, \Sigma_1)$ , e que no modelo de desequilíbrio  $(u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})$  são igualmente i.i.d., com distribuição  $N(\bar{0}, \Sigma_2)$ . A questão que se põe agora é a de saber se o modelo de equilíbrio pode ser obtido do modelo de desequilíbrio, considerando valores particulares para os coeficientes, ou, em alternativa, se é possível encontrar uma formalização que permita uma modelização conjunta dos dois estados: de equilíbrio e de desequilíbrio, sendo a opção por um dos estados dada unicamente pela informação estatística disponível. Começemos pelo segundo caso<sup>57</sup>.

Uma primeira aproximação para uma modelização conjunta dos dois estados deverá ter em consideração o facto de a variação do preço impôr custos de ajustamento, quer para compradores quer para vendedores. Por exemplo, no mercado de trabalho os aumentos bruscos e significativos do salário real levam a que os empresários revejam rapidamente os seus planos de produção (por aumentar a inflação pelos custos e pela procura), e de exportação (por tornar menos competitivos os seus produtos nos mercados externos). Ao invés, se o salário real baixar significativamente, os trabalhadores perdem poder de compra, dado diminuir o seu poder aquisitivo no mercado de bens.

Por hipótese, considere-se agora que os custos de ajustamento são directamente proporcionais à magnitude da variação do preço, sendo tomada a opção entre os regimes de equilíbrio e de desequilíbrio a partir da minimização desses custos. Especificamente [Quandt (1988, p. 76)], deveremos seleccionar o modelo:

$$\begin{array}{ll} \text{de equilíbrio} & \text{se } |p_{t-1} - p_t^*| < |p_{t-1} - p_t^{**}| \\ \text{de desequilíbrio,} & \text{no caso contrário.} \end{array} \quad (3.5)$$

---

<sup>57</sup> Quandt (1982, pp. 35 a 37; 1983; 1988, pp. 76 a 80).

As condições anteriores são intuitivas na opção entre os dois estados, realçando-se os enviesamentos face a  $p_{t-1}$  em ambos os casos.

Escrevendo agora a equação do preço a partir de um mecanismo de ajustamento parcial do tipo daquele introduzido por Bowden (1978a, 1978b), tem-se

$$p_t^{**} = \mu p_{t-1} + (1-\mu)p_t^* + \mu u_{4t} , \quad (\mu \in \mathbb{R}^+) , \quad (3.6)$$

onde  $u_{4t}$  é uma variável residual gaussiana de média nula e variância constante.

Aplicando agora (3.5), o modelo de equilíbrio será seleccionado se

$$|p_{t-1} - p_t^*| < |(1-\mu)(p_{t-1} - p_t^*) - \mu u_{4t}| . \quad (3.7)$$

Fazendo a substituição de  $(p_{t-1} - p_t^*)$  por  $\Delta_t$ , elevando ao quadrado ambos os membros de (3.7) e factorizando, tem-se a expressão equivalente:

$$(u_{4t} + \Delta_t) \left[ u_{4t} - \frac{\Delta_t(2-\mu)}{\mu} \right] > 0 . \quad (3.8)$$

Consequentemente, o modelo de equilíbrio é escolhido em qualquer dos casos seguintes, se

$$u_{4t} > -\Delta_t \quad \text{e} \quad u_{4t} > \frac{\Delta_t(2-\mu)}{\mu}$$

ou, se

$$u_{4t} < -\Delta_t \quad \text{e} \quad u_{4t} < \frac{\Delta_t(2-\mu)}{\mu} .$$

Existem, assim, dois intervalos assimétricos, próximos da origem (desde que  $0 \leq \mu \leq 1$ , e dependendo do sinal de  $\Delta_t$ ), com a propriedade de que se  $u_{4t}$  se reduz (desaparece) dentro do intervalo, então o modelo de desequilíbrio será escolhido em detrimento do modelo de equilíbrio. Nestes termos, quanto mais



pequeno for o valor de  $\sigma_4^2$ , maior será a probabilidade de se optar pelo modelo de desequilíbrio<sup>58</sup>.

Nas secções seguintes examinar-se-á a segunda questão formulada anteriormente, i.e., de saber se o modelo de equilíbrio pode ser obtido a partir do modelo de desequilíbrio, considerando valores particulares para os coeficientes.

### 3.3 Teste no modelo canónico de desequilíbrio

Neste modelo, as versões de equilíbrio e desequilíbrio têm exactamente os mesmos coeficientes, não sendo possível obter o modelo de equilíbrio a partir do modelo de desequilíbrio, considerando para este valores particulares para os parâmetros. Além disso, a variável preço é endógena no modelo de equilíbrio e exógena no de desequilíbrio. Nestes termos, porque os modelos não são encadeados, os habituais testes dos multiplicadores de Lagrange, de Wald ou da razão de verosimi-lhanças, entre o modelo não restrito (de desequilíbrio) e o modelo restrito (de equilíbrio), não são apropriados.

De forma a eliminar os problemas resultantes do facto de a hipótese de equilíbrio não estar integrada no modelo de desequilíbrio, Hwang (1980) propõe um teste da hipótese de equilíbrio, baseado na estabilidade dos parâmetros dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio.

O teste é simples e intuitivo, baseando-se na diferença de comportamento dos parâmetros nos dois tipos de modelos. Assim, se o modelo é de equilíbrio, os coeficientes dados por uma regressão apresentam uma certa estabilidade, enquanto nos modelos de

---

<sup>58</sup> Para uma segunda modelização conjunta, dos estados de equilíbrio e de desequilíbrio, menos restritiva que a primeira, veja-se o Apêndice 4.

desequilíbrio os mesmos coeficientes são instáveis. Nestes termos, o teste de Hwang basear-se-á num ensaio à estabilidade dos parâmetros estimados.

Considere-se o modelo de equilíbrio na sua forma reduzida, i.e.,

$$\begin{bmatrix} Q_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\beta_0 \alpha'_1 / (\alpha_0 - \beta_0) & -\alpha_0 \beta'_1 / (\alpha_0 - \beta_0) \\ -\alpha'_1 / (\alpha_0 - \beta_0) & \beta'_1 / (\alpha_0 - \beta_0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}. \quad (3.9)$$

Designando agora a matriz de varâncias-covariâncias das variáveis residuais  $u_{1t}, u_{2t}$  (normais e i.i.d.) por  $\Sigma$  e a matriz de coeficientes das variáveis endógenas das equações estruturais por  $\Gamma$ , ter-se-á  $v_t \sim N^{(2)}(0, \Omega)$ , com  $\Omega = \|\omega_{ij}\| = \Gamma^{-1} \Sigma (\Gamma')^{-1}$ . Dado que  $v_{1t}$  e  $v_{2t}$  formam uma distribuição conjunta normal, da equação de regressão tem-se  $v_{1t} = (\omega_{12}/\omega_{22})v_{2t} + \varepsilon_t$ , sendo o termo residual  $\varepsilon_t$  normal e independente de  $v_{2t}$ , e, porque a variável  $p_t$  depende apenas do termo residual  $v_{2t}$  (e não de  $v_{1t}$ ), então ter-se-á a independência entre  $\varepsilon_t$  e  $p_t$ . Em consequência, como  $u_t = \Gamma v_t$ , tem-se  $u_{1t} = v_{1t} - \alpha_0 v_{2t}$  e, fazendo a substituição por  $v_{1t}$  da relação de regressão normal anterior, substituindo  $v_{2t}$  em (3.9), ter-se-á finalmente, usando este valor em  $u_{2t}$  e na primeira equação estrutural:

$$Q_t = (\omega_{12}/\omega_{22})p_t + [(\omega_{12}/\omega_{22} - \beta_0)\alpha'_1 / (\alpha_0 - \beta_0)]X_{1t} + [(\alpha_0 - \omega_{12}/\omega_{22})\beta'_1 / (\alpha_0 - \beta_0)]X_{2t} + \varepsilon_t. \quad (3.10)$$

A relação anterior, apresentando o termo residual  $\varepsilon_t$  como sendo uma variável aleatória não correlacionada com qualquer variável exógena de (3.10), pode ser estimada consistentemente pelo método OLS. Os coeficientes, apresentados por expressões algo complicadas, são, todavia, dados por funções constantes dos parâmetros originais, estruturais.

Consideremos agora que o modelo canónico de desequilíbrio se revela mais adequado para retratar o funcionamento de determinado mercado. Adoptando a reparametrização de Hwang, o modelo canónico

pode ser escrito alternativamente na forma,

$$Q_t = \delta_t D_t + (1-\delta_t) S_t, \quad (3.11)$$

onde  $\delta_t$  é uma variável artificial, binária, na forma,

$$\delta_t = \begin{cases} 1 & \text{se } D_t < S_t \\ 0 & \text{no caso contrário,} \end{cases}$$

tendo-se então:

$$Q_t = [\delta_t \alpha_0 + (1-\delta_t) \beta_0] p_t + \delta_t \alpha'_1 X_{1t} + (1-\delta_t) \beta'_1 X_{2t} + \eta_t, \quad (3.12)$$

$$\text{com } \eta_t = \delta_t u_{1t} + (1-\delta_t) u_{2t},$$

expressão esta similar à do modelo de equilíbrio, excepto que os coeficientes de (3.12) contêm parâmetros que variam no tempo (*time-varying parameters*), ao invés do que acontece em (3.10). Assim, as duas equações dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio apenas se distinguem pela estabilidade dos parâmetros (coeficientes e variância do termo residual), numa regressão de  $Q_t$  sobre as variáveis  $X_{1t}$ ,  $X_{2t}$  e  $p_t$  no modelo de equilíbrio, e pela instabilidade no modelo de desequilíbrio. O teste da hipótese de equilíbrio pode então ser interpretado como um teste à estabilidade de parâmetros.

No ensaio de Hwang (1980), o autor sugere que se estime a regressão proposta anteriormente, i.e.,

$$Q_t = \theta_0 p_t + \theta'_1 X_{1t} + \theta'_2 X_{2t} + \varepsilon_t, \quad (3.13)$$

pelo método dos resíduos recursivos e, conseqüentemente, se aplique a metodologia proposta por Brown, Durbin e Evans (1975) como teste à hipótese nula, i.e., à estabilidade dos parâmetros em (3.13)<sup>59</sup>.

---

<sup>59</sup> Para mais pormenores veja-se Hwang (1980), Quandt (1988, pp. 86-87) e Srivastave e Rao (1990, pp. 95-103). A estimação econométrica com base no método dos resíduos recursivos pode ser vista em Johnston (1984, cap. 10) ou Judge e outros (1985, cap 5).

### 3.4 Teste no modelo geral de desequilíbrio

Analogamente ao que fizemos para o modelo canónico de desequilíbrio, comecemos por construir a função de verosimilhança do modelo de equilíbrio (3.1). Este modelo na sua forma matricial é escrito como:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_o \\ 1 & -\beta_o \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Q_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha'_1 X_{1t} \\ \beta'_1 X_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} . \quad (3.14)$$

Como a f.d.p. conjunta de  $(Q_t, p_t)$ , seja  $h_e(Q_t, p_t)$ , se obtém a partir do produto da f.d.p conjunta das variáveis residuais,  $u_t$ 's, pelo valor absoluto do Jacobiano de transformação (igual a  $\beta_o - \alpha_o$ ), então ter-se-á, no caso destas variáveis residuais serem i.i.d.,

$$h_e(Q_t, p_t) = \frac{|\beta_o - \alpha_o|}{2\pi \sigma_1 \sigma_2} \exp \left\{ - \frac{(Q_t - \alpha_o p_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{2\sigma_1^2} - \frac{(Q_t - \beta_o p_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{2\sigma_2^2} \right\} \quad (3.15)$$

Procuremos agora estabelecer uma relação entre a f.d.p. do modelo de equilíbrio,  $h_e(Q_t, p_t)$ , dada pela expressão anterior, e a f.d.p. do modelo geral de desequilíbrio,  $h_d(Q_t, p_t)$  (vista na secção 2.3), por forma a podermos estabelecer uma possível convergência entre as respectivas funções de verosimilhança. Verificamos então que:

Teorema (Quandt, 1988, p. 81)

$$\lim_{\gamma_o \rightarrow \infty} h_d(Q_t, p_t) \equiv h_e(Q_t, p_t) .$$

Demonstração: Ver Apêndice 5.

Uma outra forma pela qual podemos verificar o "quase" encadeamento entre os modelos de desequilíbrio e de equilíbrio, é proceder à substituição das funções procura e oferta na equação de ajustamento do preço do modelo de desequilíbrio, tendo-se:

$$p_t = \mu^j p_{t-1} + (1-\mu)[p_t^* + \mu p_{t-1}^* + \dots + \mu^{j-1} p_{t-j+1}^*] + \mu u_{4t} + \mu^2 u_{4,t-1} + \mu^j u_{4,t-j+1}, \quad (3.16)$$

onde  $p_t^*$  é o preço de equilíbrio e  $\mu = 1/[1+\gamma_0(\beta_0-\alpha_0)]$ .

Assim, quando  $\gamma_0 \rightarrow \infty$ , tem-se  $p_t \rightarrow p_t^*$ , tão lentamente quanto os preços de equilíbrio estão limitados por funções a tender para o infinito, mas, menos rapidamente que  $\mu$  tende para zero, no caso da distribuição de  $u_{3t}$  ser estacionária. Nestes termos, parece razoável testar a hipótese de equilíbrio contra a alternativa de desequilíbrio, a partir das duas vias seguintes<sup>60</sup>:

a) Calcular o rácio de verosimilhanças,  $\lambda$  (razão entre os valores da função de verosimilhança dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio), comparando  $-2 \log \lambda$  com os valores críticos da distribuição do Qui-quadrado<sup>61</sup>. Neste caso, o investigador não poderá ignorar o facto de tal procedimento apenas ser válido quando  $\gamma_0$  tende para infinito, porquanto apenas assintoticamente os modelos de equilíbrio e de desequilíbrio estarão encadeados<sup>62</sup>;

b) Calcular a estimativa de  $\gamma_0$  e verificar a sua significância estatística, bem como a sua dimensão, i.e., quando  $\hat{\gamma}_0$  é suficientemente grande, então tanto mais se está próximo de uma situação de equilíbrio, sendo a hipótese nula de teste  $H_0: \hat{\gamma}_0 \rightarrow +\infty$ , contra a hipótese alternativa  $H_1: \hat{\gamma}_0 \rightarrow 0$ .

Não obstante as estratégias de teste patentes nas alíneas anteriores, apresentemos, adicionalmente, dois testes que seguem a linha de raciocínio de b).

<sup>60</sup> Outros testes alternativos podem ver-se em Quandt (1978 e 1988), e Srivastava e Rao (1990).

<sup>61</sup> Note-se que apenas assintoticamente se tem  $-2 \log \lambda \sim \chi_{(r)}$ , onde  $r$  é o número de restrições impostas ao modelo de desequilíbrio, para que, com o modelo de equilíbrio, constituam modelos encadeados.

<sup>62</sup> Ver também Mouchart e Orsi (1986).

o primeiro teste é o teste do coeficiente de Bowden (1978a), o qual considera as seguintes especificações de ajustamento do preço (à semelhança, aliás, do que se apresentou na equação 3.6):

$$\begin{aligned} p_t &= \mu p_{t-1} + (1-\mu)p_t^* \quad , \quad \mu \in [0,1] \quad . \\ p_t &= \mu p_{t-1} + (1-\mu)p_t^* + u_{4t} \quad , \quad \mu \in [0,1] \quad ; \quad \lim_{\mu \rightarrow 0} V\{u_{4t}\}=0 \end{aligned} \quad (3.17)$$

onde  $p_t^*$  é o preço de equilíbrio, obtido a partir da igualdade entre a procura e a oferta.

Repare-se que se ao modelo canónico juntarmos a primeira das equações do preço apresentadas em (3.17) (por forma a endogeneizarmos o preço), e fizermos  $\mu = 0$ , então ter-se-á  $p_t = p_t^*$  i.e., o modelo de equilíbrio. De igual forma se o mecanismo de formação do preço for definido pela segunda equação de (3.17), e se  $\lim_{\mu \rightarrow 0} V\{u_{4t}\}=0$ , a restrição  $\mu = 0$  conduz ao modelo de equilíbrio<sup>63</sup>. Neste sentido, é possível obter o modelo de equilíbrio a partir do modelo de desequilíbrio desde que se imponham restrições a este, de modo a que estes sejam encadeados.

Notemos, de seguida, que esta última especificação do mecanismo de ajustamento do preço está relacionada com a especificação tradicional (por exemplo do modelo geral de desequilíbrio), anteriormente considerada. Considere-se, para o efeito, a expressão (2.16) relativa ao ajustamento do preço no modelo geral, a qual é formalmente idêntica à seguinte:

$$p_t - p_{t-1} = - \gamma_o(\beta_o - \alpha_o)(p_t - p_t^*) + u_{4t} \quad . \quad (3.18)$$

Esta equação pode escrever-se, alternativamente, da seguinte forma:

$$p_t = \frac{1}{1 + \gamma_o(\beta_o - \alpha_o)} p_{t-1} + \left[ 1 - \frac{1}{1 + \gamma_o(\beta_o - \alpha_o)} \right] p_t^* +$$

<sup>63</sup> Vd. Bowden (1978b).

$$+ \frac{1}{1 + \gamma_0(\beta_0 - \alpha_0)} u_{4t} . \quad (3.19)$$

Fazendo nesta equação,

$$\mu = \frac{1}{1 + \gamma_0(\beta_0 - \alpha_0)} , \quad (3.20)$$

obtém-se a equação (3.6) a qual não é mais do que uma equação da segunda forma de (3.17), ou da primeira se  $u_{4t} = 0$ .

No caso de  $\alpha_0 < 0$  e  $\beta_0 > 0$  (coeficientes do preço nas equações da procura e oferta, respectivamente), tem-se  $\mu = 1$  se  $\gamma_0 = 0$  (ajustamento infinitamente lento ou desequilíbrio) e  $\mu = 0$  se  $\gamma_0 \rightarrow +\infty$  (ajustamento infinitamente rápido ou equilíbrio), ou ainda o caso intermédio:  $\mu \in (0,1)$  quando  $\gamma_0 \in (0, +\infty)$ .

De acordo com o que acabámos de expôr, parece indiferente testar  $\gamma_0 \rightarrow +\infty$  ou  $\mu = 0$  para o teste da hipótese do equilíbrio. Contudo, de acordo com Bowden, esta nova especificação é superior à especificação tradicional dado que no modelo geral não existe um teste explícito sobre o valor de  $\gamma_0$  que conduza a  $\mu = 0$ . Por outro lado,  $\gamma_0$  depende das unidades de medida da procura e da oferta enquanto  $\mu$  não depende destas unidades, podendo ser, neste caso, interpretado como uma medida do desvio em relação à situação de equilíbrio.

O segundo teste de equilíbrio baseia-se no estudo de Davidson e Mackinnon (1981). Este teste começa por tornar exógeno o preço no modelo de desequilíbrio. Para o efeito, considere-se a função de densidade de  $Q_t$  condicionada por  $p_t$ , deduzida do modelo de equilíbrio. Esta é uma função de densidade de uma distribuição normal de variância independente de  $t$  e a média é linear em  $p_t$ ,  $X_{1t}$  e  $X_{2t}$ . Pode agora tomar-se o modelo linear de *equilíbrio*:

$$Q_t = \omega_0 p_t + \omega'_1 X_{1t} + \omega'_2 X_{2t} + \varepsilon_t , \quad (3.21)$$

com  $E\{\varepsilon_t\} = 0$  e  $V\{\varepsilon_t\} = \sigma_\varepsilon^2$ . O modelo de desequilíbrio implica:

$$Q_t = E\{Q_t\} + \eta_t ; \quad E\{\eta_t\} = 0 , \quad (3.22)$$

onde  $E\{Q_t\}$  é uma função não linear dos parâmetros do modelo de desequilíbrio.

Para testar agora a hipótese de equilíbrio no modelo (3.22), Davidson e Makinnon (1981) propõem o seguinte modelo pseudo-linear:

$$Q_t = \omega_0 p_t + \omega_1' X_{1t} + \omega_2' X_{2t} + \omega_3 \hat{E}\{Q_t\} + \varepsilon_t' , \quad (3.23)$$

onde  $\hat{E}\{Q_t\}$  representa o estimador da máxima verossimilhança de  $E\{Q_t\}$ . Em seguida estima-se  $\omega_3$  pelo método OLS (seja  $\hat{\omega}_3$ ), assim como uma estimativa de  $V\{\hat{\omega}_3\}$ , consistindo o teste em aceitar a hipótese de equilíbrio se,

$$|\hat{\omega}_3| \leq u_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}_{\hat{\omega}_3} , \quad (3.24)$$

e em rejeitá-la no caso contrário.  $u_{1-\alpha/2}$  é o quantil de ordem  $1-\alpha/2$  da distribuição normal *standard*.

Uma outra maneira de proceder à realização do teste de Davidson e Makinnon consiste em modificar o modelo de desequilíbrio de modo a tornar o preço endógeno e considerar a hipótese de equilíbrio assintoticamente integrada no novo modelo de desequilíbrio. Por exemplo, considerando a equação de ajustamento dos preços do modelo geral, a equação (2.16), e seguir a estratégia de teste da alínea b) anterior.



## Segunda Parte

### 4. Desequilíbrio no Mercado de Trabalho Português

#### 4.1 Introdução

Neste capítulo pretende-se estudar o mercado de trabalho agregado em Portugal, a partir do instrumental analítico apresentado na primeira parte desta dissertação.

Esta dissertação tem como objectivo crucial analisar o mercado de trabalho em Portugal, procurando, nomeadamente, modelizar o comportamento da procura e da oferta, i.e., os factores determinantes das intenções de empresários (o Estado incluído), e trabalhadores, quanto às disponibilidades de transacção do factor produtivo "trabalho". E, porque a metodologia econométrica descrita apresenta-se bastante potente no estudo desta vertente do mercado de trabalho (como justificam os inúmeros estudos de natureza empírica referidos na primeira parte desta dissertação), procuraremos tirar o máximo partido das suas faculdades.

Não pretendemos, contudo, fazer uma análise exaustiva ou um estudo minucioso e completo do mercado de trabalho português, até porque a metodologia econométrica desenvolvida não é a única disponível, susceptível de poder ser aplicada à modelização do mercado em estudo. Com efeito, outras metodologias de análise têm sido aplicadas ao estudo da realidade portuguesa. No entanto, procuram abordar outras vertentes do problema que não aquela que nos propomos tratar.

Por exemplo, no recente estudo de Luz (1993) estimam-se curvas de Beveridge (relação entre a taxa de desemprego e as ofertas de emprego não satisfeitas), e curvas de Phillips (relação entre a taxa de desemprego e a inflação), para a economia portuguesa.

Neste trabalho é aplicada a metodologia recentemente apresentada por Blanchard (1989), i.e., a análise das correlações entre os resíduos das duas curvas estimadas, pelo método de estimação por filtros de Kalman.

Os estudos sobre o mercado de trabalho português são escassos. Somente conhecemos cinco: Barosa (1986), Vilares (1986), Marques (1990), Gouveia (1991) e Luz (1993, op. cit.).

Estes trabalhos incidem, sobretudo, sobre determinadas vertentes de estudo que não a que temos por objectivo, abordando apenas aspectos laterais desta, excepto no caso das dissertações de doutoramento dos Professores Vilares e Barosa e, no trabalho de Luz, já referido.

Em Vilares (1986) aplica-se a metodologia econométrica do desequilíbrio mas, no contexto da estimação conjunta dos mercados de produto e de trabalho, para o período entre 1955 e 1979 (dados anuais). Não obstante, e dada a natureza deste estudo (simultâneo para os mercados de produto e de trabalho), Vilares utiliza processos econométricos de estimação bastante diferentes dos que apresentámos. No entanto, aquele autor refere alguns dos métodos que nós utilizamos, que não aplica.

Em Barosa (1986) o autor procura averiguar três questões características do funcionamento do mercado de trabalho em Portugal (dados anuais de 1954 a 1983): contratos, rigidez salarial e ciclos.

Marques (1990) estima, utilizando dados anuais de 1975 a 1989, a taxa natural de desemprego (i.e., a taxa de desemprego compatível com um crescimento dos salários não acelerador da inflação), o produto potencial e a taxa de inflação.

por fim, o estudo de Gouveia (1991) constitui, sobretudo, uma análise dos factores determinantes da oferta de trabalho (dados anuais de 1958 a 1985), em particular sobre o impacto da emigração no mercado de trabalho português.

#### 4.2 Os dados utilizados

O estudo empírico que serve de suporte às técnicas econométricas desenvolvidas, baseia-se em dados trimestrais, para o período que decorre entre o segundo trimestre de 1983 e o quarto trimestre de 1991, obtidos a partir dos Inquéritos ao Emprego realizados pelo Instituto Nacional de Estatística (INE)<sup>64</sup>.

A escolha deste período amostral deveu-se unicamente à disponibilidade dos dados. Quer porque se procurou ter séries tão longas quanto possível, uma vez que o instrumental analítico é muito exigente quanto ao número de observações a ter em conta em cada uma das estimações (de modo a que os resultados sejam o mais consistentes com a realidade), quer porque os dados obtidos para este período seguem uma mesma metodologia e conceptualização (de acordo com as estatísticas da OCDE).

Com efeito, em 1992 iniciou-se um novo Inquérito Trimestral ao Emprego, o qual considera importantes alterações metodológicas e conceptuais em relação ao inquérito anterior (de 1982 II a 1991 IV), impossibilitando assim uma "colagem" das séries com as anteriores.

Por esse motivo, e porque a informação adicional que se obteria de 1992 apenas representa quatro observações, achou-se por bem utilizar as séries correspondentes ao antigo inquérito feito pelo INE, em detrimento de se estenderem as mesmas até 1992, o que implicaria uma "colagem" das séries (diferentes pelas razões

---

<sup>64</sup> Vd. "Inquérito ao Emprego", INE, 1985.

apontadas), ao mesmo tempo que os ganhos seriam apenas marginais.

Porque se tratam de séries trimestrais com forte sazonalidade<sup>65</sup>, optou-se por dessazonalizá-las<sup>66</sup>, em detrimento de se trabalhar com os dados brutos, evitando-se assim, neste último caso, a utilização de variáveis artificiais (discretas), susceptíveis de poderem considerar as variações sazonais. A técnica utilizada tem a vantagem não só de exigir a estimação de menos parâmetros (porque considera menos regressores nos modelos), mas, consequentemente, permite obter um maior número de graus de liberdade para os modelos, aumentando assim a consistência dos resultados obtidos. O procedimento utilizado é justificado, nomeadamente pelo facto de apenas dispômos de uma amostra de dimensão reduzida: 35 observações por cada variável.

Nas páginas seguintes apresentam-se os gráficos das séries utilizadas<sup>67</sup>.

#### 4.3 Breve caracterização da evolução recente no mercado de trabalho em Portugal

Nos últimos anos o mercado de trabalho em Portugal tem-se caracterizado por dois tipos de evolução. Um primeiro tipo correspondente ao período que decorre entre o segundo trimestre de 1983 e finais 1985, e um segundo tipo abarcando o período de 1986 a 1991. No primeiro período, registou-se uma ligeira redução no volume da

---

<sup>65</sup> As séries foram estudadas quanto às suas propriedades estatísticas, nomeadamente a sazonalidade, através da metodologia de sucessões cronológicas de Box-Jenkins, i.e., com base na identificação de modelos ARIMA. Os cálculos efectuados foram elaborados por recorrência ao programa (*package*) econométrico *TSP*, versão 4.2A de 1991, aliás à semelhança do que sucedeu com a estimação dos diferentes modelos.

<sup>66</sup> Todas as séries foram dessazonalizadas pelo método de médias-móveis; no *TSP* pelo procedimento *SAMA*.

<sup>67</sup> Em termos genéricos, se  $Y$  for uma variável bruta,  $Y'$  será a sua correspondente dessazonalizada.

população empregada e na taxa de actividade, a par duma crescente taxa de desemprego<sup>68</sup>.

Contrariamente, no segundo período aumentaram significativamente tanto a população empregada como a taxa de actividade, reduzindo-se substancialmente a taxa de desemprego<sup>69</sup>.

Evidentemente que esta alteração de comportamento na evolução do mercado de trabalho em Portugal não é alheia aos factos endógenos (decorrentes das medidas de política económica interna adoptadas), e exógenos (condicionante externa), que têm marcado a evolução da nossa economia nos últimos anos. Em particular, a partir de 1986 (altura em que Portugal aderiu à CE), foi exigida à nossa economia uma crescente modernização e internacionalização, fomentada, naturalmente, por crescentes ajudas ao investimento, através dos chamados "Fundos Comunitários". Tornou-se, assim, imprescindível uma maior dinamização do aparelho produtivo português e, conseqüentemente, alterações de comportamento no mercado de trabalho.

De acordo com a informação estatística publicada, a taxa de desemprego em Portugal registou nos anos de 1983 a 1986 uma tendência crescente, situando-se o seu nível entre 7.3 % no segundo trimestre de 1983 e 9.3 % no primeiro trimestre de 1986<sup>70</sup>. Desde essa altura que esta taxa tem decrescido, quase permanentemente, atingindo 4.4 % no quarto trimestre de 1991.

---

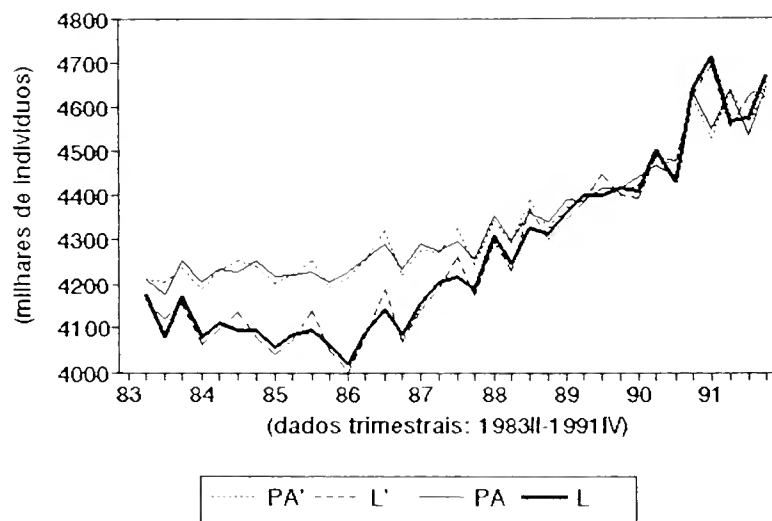
<sup>68</sup> No presente estudo utilizar-se-á sempre o conceito de desemprego em sentido restrito, como recomendam as estatísticas da OCDE, i.e, apenas são incluídos como desempregados os indivíduos que fizeram diligências concretas para procurar emprego, no período de quatro semanas anteriores ao inquérito. Para mais pormenores, por forma a uma melhor compreensão do significado e cálculo das variáveis utilizadas, consulte-se o glossário de variáveis, ponto 6.

<sup>69</sup> Cf. gráficos 1, 2 e 3 da página seguinte.

<sup>70</sup> A par do gráfico 3, vejam-se igualmente os dados estatísticos, brutos, no ANEXO ESTATÍSTICO.

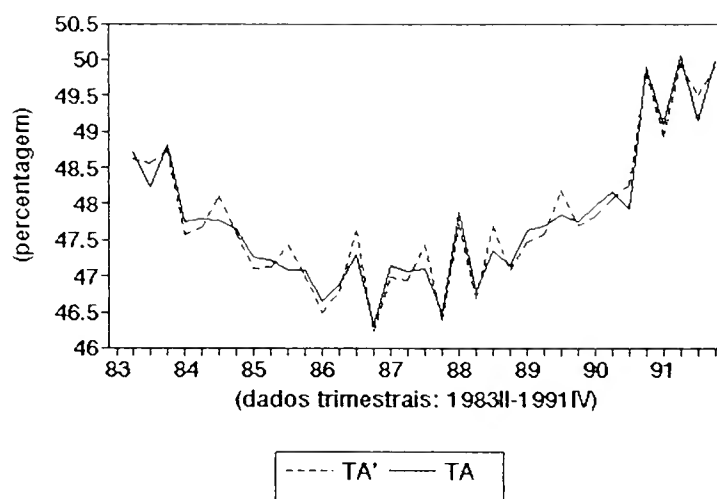
# Grafico 1

## Populacao Activa e Empregada



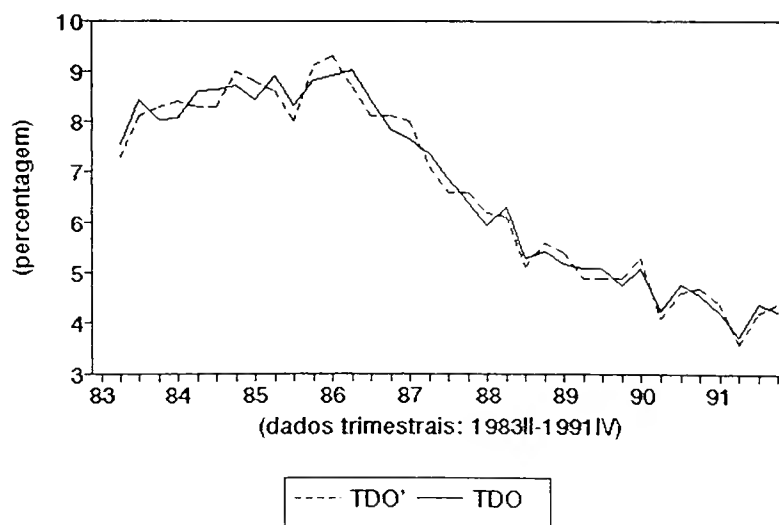
# Grafico 2

## Taxa de Actividade (total da pop.)



# Grafico 3

## Taxa de Desemprego Oficial



Ao invés, nos anos de 1983 e 1984 o PIB registou crescimentos reais (médios), negativos (-0.2 % e -1.8 %, respectivamente), iniciando-se desde então um período de recuperação; em 1985 a taxa de crescimento real do PIB situou-se nos 3.3 por cento. Desde 1986 a 1990 que a taxa de crescimento real do PIB foi sempre superior a 4 %, o que poderia apontar para explicações ligadas ao nível de actividade (alteração do ciclo económico) como principais justificações para a evolução da taxa de desemprego, tal como postula a teoria keynesiana do desemprego<sup>71</sup>.

Todavia, em 1991 registou-se um abrandamento do ritmo de crescimento do produto (2.5 %), tendo persistido a tendência decrescente da taxa de desemprego. Este facto sugere a possibilidade de estar a ocorrer alguma alteração de carácter mais estrutural no mercado de trabalho, de modo a permitir, concomitantemente, níveis de desemprego mais baixos. Dever-se-á este facto ao crescimento do desemprego voluntário em detrimento do desemprego involuntário ?

Nas próximas secções procurar-se-á especificar e formalizar as funções agregadas da procura e da oferta de trabalho, a partir dos fundamentos microeconómicos tradicionalmente utilizados na sua derivação.

No entanto, as formulações a partir das quais procederemos à estimação das referidas funções, resultarão antes duma abordagem eclética (sempre nos domínios dos modelos de desequilíbrio apresentados na primeira parte desta dissertação), não se seguindo, assim, unicamente uma escola de pensamento económico, porquanto pensamos ser esta a melhor forma de estudar o mercado de trabalho português<sup>72</sup>. Com efeito, a submissão prévia de um dado tipo de

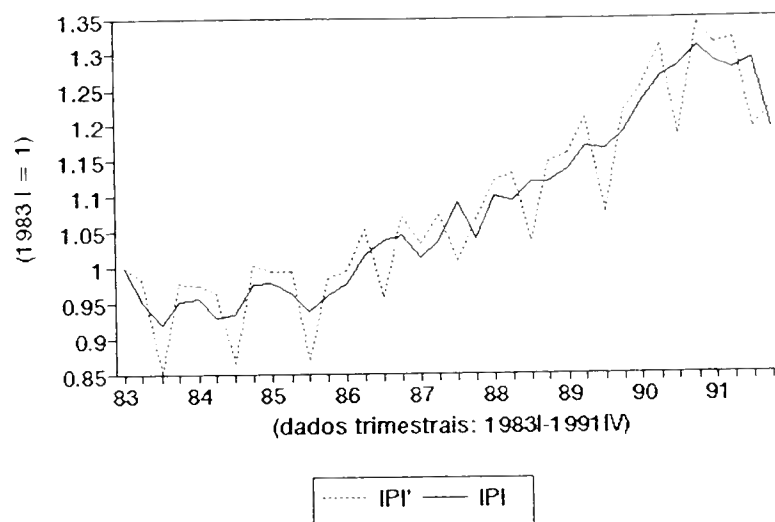
---

<sup>71</sup> Vd. gráficos 4, 5 e 6 da página seguinte.

<sup>72</sup> Para um melhor esclarecimento à cerca do que referem cada uma das escolas de pensamento económico sobre o comportamento dos agentes económicos actuates no mercado de trabalho, consulte-se a recente obra editada por Beenstock (1988).

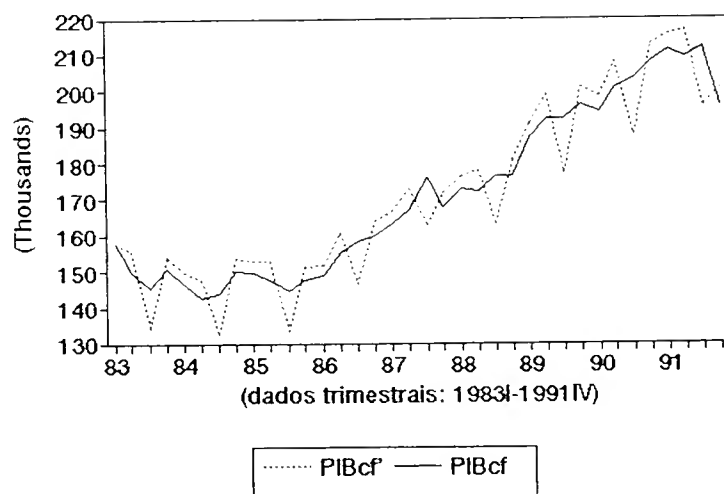
## Grafico 4

### Indice de Producao Industrial



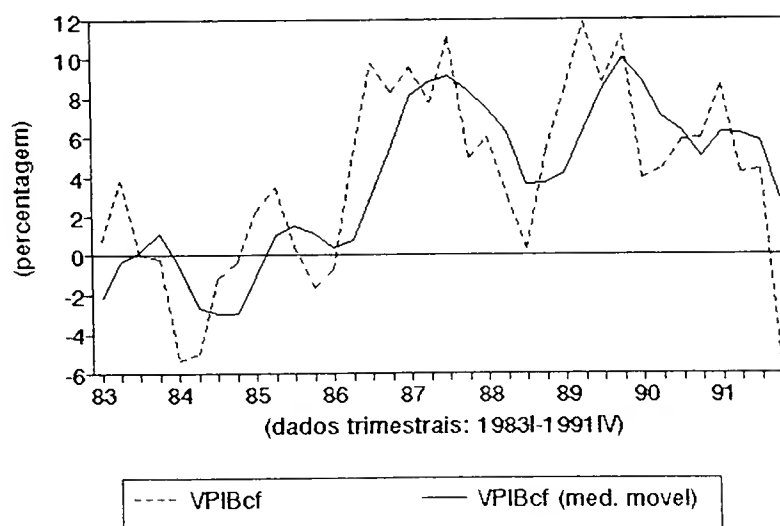
## Grafico 5

### Evolucao do PIBcf (precos de 1977)



## Grafico 6

### Taxas Crescimento do PIBcf trimestral





modelo económico aos dados é, muitas vezes, uma "forma pouco digna" de um investigador procurar conhecer "desinteressadamente" a realidade. Deste modo, as nossas formulações procurarão antes ser (se assim desejarmos), uma espécie de miscelânea entre as abordagens, keynesiana, neoclássica, monetarista, ou mesmo a abordagem pela teoria da negociação óptima (*optimal bargaining theory*), muito em voga actualmente.

#### 4.4 Especificação e formalização da função procura de trabalho

A procura de trabalho será derivada a partir das seguintes hipóteses<sup>73</sup>:

i) Admite-se que o nível de preços, dado no mercado de bens e serviços, é suficientemente flexível de modo a permitir uma igualdade permanente entre a oferta e a procura de bens, i.e., o mercado de produto encontra-se em equilíbrio;

ii) Existe uma igualdade permanente entre as produtividades marginais dos factores de produção e o seu custo unitário real. Não obstante, poderá permanecer alguma rigidez no ajustamento dos preços dos factores.

Partindo da hipótese *ii*), em situação de concorrência perfeita, uma condição necessária para que uma empresa maximize o seu lucro é dada pela igualdade entre a produtividade marginal do factor trabalho ao salário real. Com efeito, em termos formais, seja  $Q_t$  o nível de produto (*output*) real da empresa, obtido a partir da seguinte função de produção:

$$Q_t = F(K_t, L_t, t), \quad (4.1)$$

---

<sup>73</sup> Ver Lucas e Rapping (1969), Jaffee (1970), Rosen e Quandt (1978) e Devillé (1982).

onde  $K_t$  representa o stock de capital real utilizado na produção, no período  $t$ , e  $L_t$  é o factor trabalho ou nível de emprego, geralmente o número de horas trabalhadas.  $t$  (time trend) é uma variável de escala, susceptível de poder representar o estado do progresso técnico no momento  $t$ .

Note-se que, em princípio, o número de horas efectivamente trabalhadas (ponderado ou não por algum indicador do grau de eficiência do trabalho, como os níveis de escolaridade recebidos<sup>74</sup>), deverá ser utilizado em detrimento da variável "número de trabalhadores empregues". Com efeito, sempre que aquela série estatística esteja disponível, ela deverá ser utilizada dado traduzir melhor o factor trabalho empregue<sup>75</sup>.

Suponhamos agora que as produtividades marginais dos factores de produção são positivas, mas decrescentes, como é comum admitir, i.e.,

$$\frac{\partial Q_t}{\partial L_t} > 0, \quad \frac{\partial Q_t}{\partial K_t} > 0, \quad \frac{\partial^2 Q_t}{\partial L_t^2} \leq 0, \quad \frac{\partial^2 Q_t}{\partial K_t^2} \leq 0, \quad (4.2)$$

e se, adicionalmente, a variável  $p_t$  definir o nível de preços obtido no mercado de bens e serviços<sup>76</sup>, e  $W_t$  representar o nível de salários nominais, então o programa óptimo de maximização do lucro da empresa vem dado por:

$$\begin{aligned} \text{Max } \Pi &= p_t Q_t - W_t L_t \\ \text{s.a: } Q_t &= F(K_t, L_t, t), \end{aligned} \quad (4.3)$$

<sup>74</sup> Vd. Lucas e Rapping, op. cit. p. 733.

<sup>75</sup> Sobre os efeitos da distinção entre o número de horas de trabalho e o número de trabalhadores efectivamente empregues, como inputs relativos ao factor trabalho numa função de produção, veja-se o recente artigo de Dobbs (1992).

<sup>76</sup>  $p_t$  é necessariamente exógeno quando não se considera explicitamente o mercado do produto, a partir do qual ele deverá ser formado.

onde  $p_t Q_t$  e  $W_t L_t$  definem, respectivamente, o valor da produção nominal e o montante de salários pagos aos trabalhadores. A condição de primeira ordem do programa anterior (relativamente ao factor trabalho), dá-nos, então, a igualdade entre a produtividade marginal do factor em questão e a sua remuneração real, i.e., a empresa contratará trabalhadores até ao ponto em que acréscimos infinitésimais de receitas e custos se igualem, tendo-se

$$q_L(K_t, L_t, t) = W_t/P_t = w_t, \quad (4.4)$$

onde  $q_L(\cdot)$  e  $w_t$  representam, respectivamente, a produtividade marginal do factor trabalho e a taxa de salário real.

Eliminando  $K_t$  de (4.1) e (4.4) e assumindo que a equação resultante pode ser resolvida para  $L_t$ , ter-se-á<sup>77</sup>,

$$L_t^d = g(w_t, Q_t^*, t), \quad (4.5)$$

onde  $L_t^d$  representa a quantidade de trabalho procurada pela empresa, consonante com o nível de *output* desejado, óptimo ( $Q_t^*$ ).

Em termos da derivação explícita de uma função procura de trabalho, consideremos, por hipótese, o caso de  $F(K_t, L_t, t)$  ser uma função de produção do tipo CES, em que:

$$Q_t = F(K_t, L_t, t) = \alpha e^{\lambda t} [\beta K_t^{-\rho} + \gamma L_t^{-\rho}]^{-\theta/\rho}, \quad (4.6)$$

onde,

$Q_t$  representa o nível de *output* real;

$K_t$  é o *stock* de capital real;

$L_t$  é o nível de emprego;

$\lambda$  é a taxa de crescimento instantânea do progresso técnico (neutro à Hicks)<sup>78</sup>;

<sup>77</sup> Vd. Rosen e Quandt (1978, p. 372). Consideramos uma abordagem de curto-prazo, a qual leva a definir o stock de capital como fixo.

<sup>78</sup> Esta hipótese quanto à forma explícita de se evidenciar o

$\rho = (1-\sigma)/\sigma$ , com  $\sigma$  a elasticidade de substituição entre os factores capital e trabalho;

$\theta$  caracteriza os rendimentos na função de produção, i.e.,

$$\theta \begin{cases} =1, & \text{verificam-se rendimentos constantes à escala} \\ >1, & \text{estamos em presença de rendimentos crescentes} \\ <1, & \text{os rendimentos são decrescentes à escala,} \end{cases}$$

devendo ter-se  $\alpha, \beta, \rho \geq 0$  e  $\beta + \gamma = 1$ .

A condição de primeira ordem que faz igualar a produtividade marginal do factor trabalho ao salário real escreve-se agora, após algum cálculo, em:

$$\frac{\partial Q_t}{\partial L_t} = \theta \gamma (\alpha e^{\lambda t})^{-\theta/\rho} Q_t^{(1+\theta/\rho)} L_t^{-(1+\rho)} = w_t, \quad (4.7)$$

onde  $w_t = W_t/p_t$ , sendo  $W_t$  o nível de salários nominais e  $p_t$  o nível de preços<sup>79</sup>. Logaritmizando a expressão anterior e isolando a variável  $L_t$  obtém-se a relação log-linear:

$$\ln L_t = \text{const.} - \sigma \ln w_t + [\sigma + (1-\sigma)/\theta] \ln Q_t - \lambda(1-\sigma)/\theta \sigma t, \quad (4.8)$$

tendo-se para função procura de trabalho a expressão seguinte:

$$\ln L_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_t + \alpha_2 \ln Q_t + \alpha_3 t, \quad (4.9)$$

onde,

$$\alpha_0 = \text{const.}$$

$$\alpha_1 = -\sigma$$

$$\alpha_2 = \sigma + (1-\sigma)/\theta$$

$$\alpha_3 = -\lambda(1-\sigma)/\theta \sigma,$$

indicando o índice superior da variável  $L_t$  que se trata da quantidade de trabalho procurada pelas empresas, consonante quer com o nível de salário real que estas estão dispostas a pagar aos seus trabalhadores, quer ainda com o nível de output real ( $Q_t$ ) e o

---

progresso técnico na função de produção (4.6), não se apresenta muito limitativa, porquanto considera-se um período relativamente curto para as estimações efectuadas, tal como veremos adiante.

<sup>79</sup> Admite-se, por hipótese, uma relação homogénea entre os salários nominais e os preços, pressupondo-se assim que não existe ilusão monetária por parte das empresas.

progresso tecnológico implementado ( $t$ ).

Na verdade,  $Q_t$  e o nível de preços  $p_t$  deveriam constituir variáveis endógenas ao modelo<sup>80</sup>. Contudo, a endogeneização destas variáveis passaria por considerar-se uma abordagem multi-mercados, susceptível de poder integrar os efeitos de interdependência que necessariamente existem entre os mercados do trabalho e de produto.

No caso português, a simples inexistência de dados trimestrais para algumas das variáveis intervenientes no mercado de produto (como por exemplo o nível de stock de capital real), inviabilizou à partida qualquer tentativa de modelização conjunta do mercado de produto e de trabalho, como mercados interdependentes em desequilíbrio. A aplicação da abordagem do desequilíbrio simultâneo aos mercados de produto e de trabalho em Portugal foi feita por Vilares (1986), tal como referimos anteriormente.

No presente trabalho iremos assumir que o nível de produto das empresas é exógeno, e que o nível de preços pode ser endogeneizado, quer considerando explicitamente uma função de formação de preços, ou recorrendo à introdução de uma equação de ajustamento walrassiano do salário real, i.e., uma função homogénea de grau zero do salário nominal ao preço, considerando-se, portanto, a ausência de ilusão monetária no processo de formação do salário real.

Por outro lado, note-se que a forma funcional (4.9) tem a vantagem de dar directamente as elasticidades da procura de trabalho em relação ao salário real e ao nível de output, e, a semi-elasticidade em relação à variável tempo, i.e., o coeficiente  $\alpha_3$  indica de que forma um período temporal adicional influi sobre a taxa de crescimento da procura de trabalho.

---

<sup>80</sup> Ver por exemplo Andrews e Nickell (1986, p. 387).

Por último, a relação (4.9) constitui a forma funcional geralmente aceite, considerada na maioria dos estudos de natureza empírica, para definir a procura de trabalho. As variantes que poderemos conceber para esta relação resultam da consideração de outras variáveis igualmente pertinentes para definir a procura de trabalho. Mais à frente daremos conta destas variantes, quando explicitarmos os diferentes modelos a estimar.

#### 4.5 Especificação e formalização da função oferta de trabalho

A função oferta de trabalho é derivada, tradicionalmente, por recorrência a um modelo neoclássico (estático), a partir da explicitação de uma função de utilidade que tenha em conta a escolha entre trabalho e lazer.

Para o efeito, considere-se um trabalhador representativo, que tenha como função de utilidade uma relação que compreenda como argumentos o tempo de lazer e um conjunto de quantidades de bens disponíveis para consumo do trabalhador, sujeita a uma restrição orçamental. Esta função de utilidade do trabalhador deverá permitir uma escolha óptima entre:

- tempo dedicado a lazer e tempo dedicado ao trabalho e, por outro lado,
- a procura e consumo de bens materiais, consequentes do tempo utilizado em trabalho.

Começando por introduzir a restrição orçamental, devemos notar que os rendimentos (não salariais), deverão ter, também, um carácter endógeno, dado dependerem do número de horas de trabalho efectivamente realizadas no passado, como referem Rosen e Quandt (1978, p. 373). Não obstante, admitiremos que não existem outros rendimentos para além do montante de salários auferidos e provenientes do trabalho realizado<sup>81</sup>. Consequentemente, a função

---

<sup>81</sup> Como veremos adiante esta hipótese não condicionará substancial-

oferta de trabalho pode exprimir-se, exclusivamente, em termos das variáveis definidas na restrição orçamental do trabalhador. Estas variáveis são:

- o nível de salários nominais,  $W_t$ ;
- o número total de horas-homem disponíveis,  $H_t$ ;
- o número de horas destinadas a trabalhar,  $L_t$ ;
- o número de horas gastas em lazer,  $I_t$ .

A partir das últimas três variáveis temos a seguinte relação:

$$L_t + I_t = H_t . \quad (4.10)$$

Se considerarmos agora o tempo de lazer como um custo, i.e., como um equivalente monetário análogo ao gasto de um bem de consumo (custo de oportunidade de não trabalhar), então o seu preço deverá ser dado pelo custo de oportunidade de uma hora de trabalho, não prestada, i.e.,  $W_t$ . Nestes termos, ter-se-á como restrição orçamental a seguinte identidade:

$$W_t I_t + p_t Q_t = W_t H_t , \quad (4.11)$$

onde,

- $W_t I_t$  representa a parte do orçamento do trabalhador gasta em lazer;
- $p_t Q_t$  é a parte do orçamento consagrada ao consumo dos bens materiais, e
- $W_t H_t$  representa a remuneração potencial, i.e., a totalidade dos rendimentos salariais, caso todo o tempo disponível do trabalhador fosse dedicado ao trabalho.

Considerando agora que o trabalhador tem como função de utilidade a seguinte função do tipo CES:

$$U = [\mu I_t^{-\nu} + \xi Q_t^{-\nu}]^{-\delta/\nu} , \quad (4.12)$$

mente a análise, sendo, portanto, plausível a não introdução de tais rendimentos na função oferta.

onde,

$\nu = (1-\varepsilon)/\varepsilon$ , com  $\varepsilon$  a elasticidade de substituição entre lazer e trabalho;

$\delta$  caracteriza a intensidade da utilidade na função (4.12) i.e.,

$$\delta \begin{cases} =1, & \text{utilidade constante à escala} \\ >1, & \text{utilidade crescente à escala} \\ <1, & \text{utilidade decrescentes à escala,} \end{cases}$$

devendo ter-se  $\mu, \xi \geq 0, \nu > 1$  (o que é equivalente a ter  $\varepsilon < 0.5$ ) e  $\mu + \xi = 1$ .

Esta especificação da função (4.12) representa uma generalização da classe de funções de utilidade gerando um sistema de equações de procura (dos bens compósitos intervenientes), com despesa linear.

Maximizando agora a função de utilidade (4.12) sob a condição da restrição orçamental (4.11), o programa de optimização é resolvido por construção da lagrangeana seguinte:

$$\mathcal{L}(I_t, Q_t, \lambda) = [\mu I_t^{-\nu} + \xi Q_t^{-\nu}]^{-\delta/\nu} - \lambda(W_t I_t + p_t Q_t - W_t H_t) , \quad (4.13)$$

onde  $\lambda$  é um multiplicador de Lagrange. As condições de primeira ordem são:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial I_t} = \mu \delta [\mu I_t^{-\nu} + \xi Q_t^{-\nu}]^{-(\nu+\delta)/\nu} I_t^{-(\nu+1)} = \lambda W_t \quad (4.14)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Q_t} = \xi \delta [\mu I_t^{-\nu} + \xi Q_t^{-\nu}]^{-(\nu+\delta)/\nu} Q_t^{-(\nu+1)} = \lambda p_t \quad (4.15)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} = W_t I_t + p_t Q_t - W_t H_t = 0 . \quad (4.16)$$

Isolando  $\lambda$  na expressão (4.14) e fazendo a sua substituição em (4.15) vem,



$$Q_t = \left[ \frac{\mu}{\xi} \left( \frac{p_t}{W_t} \right) \right]^{-1/(\nu+1)} I_t . \quad (4.17)$$

substituindo agora a expressão anterior em (4.16), ter-se-á:

$$W_t I_t + \left[ \frac{\mu}{\xi} \right]^{-1/(\nu+1)} p_t^{\nu/(\nu+1)} W_t^{1/(\nu+1)} I_t = W_t H_t , \quad (4.18)$$

e como  $I_t = H_t - L_t$ , da relação (4.10), então virá

$$(H_t - L_t) \left[ W_t + \left[ \frac{\mu}{\xi} \right]^{-1/(\nu+1)} p_t^{\nu/(\nu+1)} W_t^{1/(\nu+1)} I_t \right] = W_t H_t . \quad (4.19)$$

Finalmente, isolando  $L_t$  no primeiro membro da expressão anterior ter-se-á (após alguns cálculos), a seguinte relação:

$$L_t = H_t / \left[ \left[ \frac{\mu}{\xi} \right]^{1/(\nu+1)} \left( \frac{W_t}{p_t} \right)^{\nu/(\nu+1)} + 1 \right] . \quad (4.20)$$

Considerem-se agora as seguintes hipóteses<sup>82</sup>:

i)  $W_t/p_t = w_t$ , é o nível de salários reais, tendo-se assim uma relação homogênea, de grau zero, entre os salários nominais e os preços. Em consequência, admite-se que os trabalhadores não têm ilusão monetária<sup>83</sup>. A consideração desta hipótese é tanto mais realista quanto é o poder das organizações sindicais, dos trabalhadores, (informativo e interventor, pelo menos nas sociedades democráticas ocidentais), na definição das políticas de rendimentos e preços.

Alguns autores, como por exemplo Rosen e Quandt (1978) e Quandt e Rosen (1985 e 1986), corrigem o nível de salários reais na função

<sup>82</sup> Vd. Devillé (1982, pp. 206 a 208).

<sup>83</sup> Esta hipótese viria a ser confirmada (como se verá adiante), justificando desde já a sua inclusão.

oferta (efeito preço), pela taxa de imposição fiscal que recai sobre os rendimentos do trabalho, obtendo-se deste modo uma taxa de salário real líquida de impostos directos, não se admitindo, portanto, ilusão fiscal. Por exemplo, neste caso ter-se-ia  $w_{\tau,t} = w_t(1-\tau_t)$ , onde  $w_{\tau,t}$  seria aquela taxa de salário real líquida de impostos directos, e  $\tau_t$  a taxa de imposto sobre os rendimentos do trabalho.

Esta variável, "salários reais líquidos de impostos directos", deverá ser preferencialmente utilizada em detrimento do simples nível de salários reais, considerado anteriormente, dado traduzir melhor o poder aquisitivo dos trabalhadores. Por vezes, o investigador fica impossibilitado de a utilizar (como aconteceu no nosso caso), por não existir informação estatística disponível com a mesma periodicidade das outras variáveis.

Outros autores consideram diferentes níveis de preços na deflação do salário nominal, consoante se tem a função procura ou a função oferta, admitindo-se assim a possibilidade de existir algum grau de ilusão monetária por parte dos agentes intervenientes no mercado.

Este é o caso do artigo de Rudebusch (1986), o qual considera os níveis de preços à produção na função procura e os níveis de preços no consumo na função oferta de trabalho, para obter os salários reais.

Mais uma vez esta abordagem pode estar à partida comprometida sempre que não se disponha de informação estatística adequada. Note-se que, caso não haja limitações de ordem estatística, é sempre possível conjugar esta forma de obter os salários reais, com a correcção introduzida anteriormente, relativa à variável "salários reais líquidos de impostos directos".

Referira-se, no entanto, que na função procura de trabalho não faz muito sentido os salários reais serem corrigidos de impostos sobre o trabalho, porquanto tais impostos são imputáveis, sobretudo, aos trabalhadores, levando assim a uma diminuição do seu salário disponível para a compra de bens de consumo.

Não obstante o exposto anteriormente, a mesma variável "salários reais" (deflacionada por igual nível de preços nas funções procura e oferta, sem qualquer correcção ao nível dos impostos sobre o trabalho), é frequentemente utilizada nos estudos de natureza empírica. Ou porque não se dispõem das séries estatísticas que permitam a obtenção dos diferentes níveis de salários reais e/ou porque estas estão muito correlacionadas, sendo as diferenças entre elas facilmente desprezáveis nos períodos a que respeita a análise, pelo que apenas se devem considerar alterações de escala nos parâmetros estimados.

ii)  $\mu = \xi$  (igual a 0.5, pois  $\mu + \xi = 1$ ), significando isto que a mesma ponderação é dada ao tempo de lazer e ao consumo dos bens materiais. Como veremos, mais adiante, a própria especificação final da função oferta de trabalho permite-nos testar a razoabilidade desta hipótese.

iii)  $w_t^{\nu}/(w_{t+1}) \geq 1 \Leftrightarrow w_t^{(1-\varepsilon)} \geq 1$ , hipótese que não é difícil de aceitar, considerando os dados estatísticos disponíveis para a economia portuguesa, no período em análise (1983 II a 1991 IV), conforme o ANEXO ESTATÍSTICO e os resultados que entretanto se obtiveram para Portugal, como à frente se apresenta.

Admitindo os pressupostos descritos anteriormente, a expressão (4.20) pode ser escrita alternativamente na forma

$$L_t = \frac{H_t}{w_t^{(1-\varepsilon)}} . \quad (4.21)$$

Como a variável  $H_t$  representa uma série de difícil quantificação, esta deve ser substituída por uma proxy de modo a que se possa implementar um método de estimação que permita calcular as estimativas para os parâmetros do modelo.

Seguindo Devillé (1982. pp. 206 a 208), podemos dizer que a variável  $H_t$  (num modelo macro-económico), é definida como o produto da população activa total *disposta a oferecer-se* no mercado de trabalho,  $PA_t^*$ , pelo número de horas disponíveis durante o período  $t$ .

Sendo difícil estimar aquela população activa, consideremos que é possível estabelecer uma relação entre as variáveis  $H_t$  e  $PA_t^*$ , tal que:

$$H_t = PA_t^{*\pi} , \quad 0 < \pi \leq 1 . \quad (4.22)$$

Seja agora a variável  $PA_t$ , a população activa total (potencial) em idade de trabalhar, i.e., dos 15 aos 65 anos de idade<sup>84</sup>. Podemos então formular a seguinte correspondência:

$$PA_t^* = \psi(PA_t) , \quad (4.23)$$

sendo  $\psi(\cdot)$  uma função que permite definir um esquema de racionamento da força de trabalho disponível no mercado, em consequência da existência de certos factores dissuasores da oferta de trabalho.

Com efeito, não é raro existirem assinaláveis custos de transacção (relativamente importantes na tomada de decisões pelos trabalhadores), os quais podem muitas vezes desencorajá-los em procurar trabalho. Por exemplo, se em determinado emprego a taxa de salário é demasiado baixa, ou se para certo posto de trabalho a oferta de

---

<sup>84</sup>  $PA_t$  trata-se, no fundo, de uma variável de escala, a qual permite captar as variações na quantidade da força de trabalho potencial.

trabalhadores excede a procura<sup>85</sup>, então gerar-se-á um racionamento pelo lado da oferta, com inequívocas repercussões na definição da função oferta de trabalho.

Consideremos agora que é possível expressar  $\psi$  na seguinte forma:

$$\psi(PA_t) = \frac{PA_t}{U_t^\vartheta} , \quad \vartheta > 0 , \quad (4.24)$$

onde  $U_t$  é a taxa de desemprego oficial. Nestes termos, a população activa total *disposta a oferecer-se* no mercado de trabalho ( $PA_t^*$ ), depende positivamente da população activa potencial e negativamente da taxa de desemprego. Com efeito, a existência de forte desemprego (involuntário) no mercado de trabalho inibe a oferta, pois a possibilidade de um trabalhador conseguir emprego virá diminuída.

Substituindo agora consecutivamente (4.24) em (4.23) e em (4.22), obtém-se:

$$H_t = \left[ \frac{PA_t}{U_t^\vartheta} \right]^\pi , \quad (4.25)$$

vindo agora a expressão (4.21) na forma:

$$L_t = \left[ \frac{PA_t}{U_t^\vartheta} \right]^\pi \cdot w_t^{-(1-\varepsilon)} , \quad (4.25)$$

pelo que, finalmente, tem-se como função oferta de trabalho a seguinte expressão log-linear:

$$\ln L_t^s = \beta_1 \ln w_t + \beta_2 \ln PA_t + \beta_3 \ln U_t , \quad (4.26)$$

onde,

$$\beta_1 = -(1-\varepsilon) ,$$

$$\beta_2 = \pi ,$$

$$\beta_3 = -\pi\vartheta ,$$

---

<sup>85</sup> Este último caso é analisado por Eaton e Quandt (1983).

indicando o índice superior da variável  $L_t$  que se trata da quantidade de trabalho oferecida pelos trabalhadores, dependente quer do nível de salários reais (que permitem a aquisição de bens materiais pelos trabalhadores para satisfação das suas necessidades), quer ainda da população activa em idade de trabalhar e da taxa de desemprego em vigor no mercado.

Outros argumentos na função oferta são igualmente susceptíveis de ser considerados. Por exemplo, Rosen e Quandt (1978) integram uma variável que procura captar os rendimentos não salariais auferidos pelo trabalhador. Todavia, estes autores chegam a resultados contrários aos ensinamentos da Teoria Económica. i.e., os rendimentos não salariais influenciavam positivamente a oferta de trabalho e não negativamente como deveria acontecer. Já em Lucas e Rapping (1969), em contexto análogo, o mesmo sucedera<sup>86</sup>.

Por outro lado, Eaton e Quandt (1983) utiliza a variável "probabilidade de um excesso de oferta de trabalho" em detrimento da taxa de desemprego oficial,  $U_t$ . E, Devillé (1982) introduz a variável taxa de desemprego oficial, defasada de um período, como se algum desconhecimento existisse por parte dos trabalhadores, face à situação actual do mercado de trabalho.

Smith (1983) e Hall e outros (1989, 1990 e 1992), consideram os subsídios atribuídos por organismos de Segurança Social como o Fundo de Desemprego, como factor que afecta negativamente a oferta de trabalho.

Hall e outros (1989, 1990 e 1992), consideram, por outro lado, variáveis que traduzem o poder reivindicativo dos trabalhadores, dado pelos sindicatos (*union power*), por exemplo a taxa de sindicalização dos trabalhadores. Estes autores consideram ainda a taxa de juro real como *proxy* dos rendimentos não salariais

---

<sup>86</sup> Vejam-se as críticas de Romer (1981) ao artigo de Rosen e Quandt sobre esta questão.

auferidos pelos trabalhadores, o mesmo sucedendo no estudo de Andrews e Nickell (1986).

Por último, em Briguglio (1981), para a economia malteca e em Gouveia (1991), para a economia portuguesa, procura-se determinar, entre outros, o impacto da emigração na oferta de trabalho.

#### 4.6 A quantidade de trabalho transaccionada (emprego)

No contexto dos modelos de equilíbrio admite-se que os salários são suficientemente flexíveis de modo a permitir um ajustamento e uma permanente igualdade entre a oferta e a procura de trabalho. Em consequência, a quantidade de trabalho observada é determinada pela intersecção das curvas da procura e da oferta.

Ao invés, no quadro dos modelos de desequilíbrio, as diversas imperfeições do mercado levam à existência de racionamento, quer do preço (inflexibilidade do salário à descida, como defendem os keynesianos), quer da quantidade. Por isso, não é possível considerar que a quantidade de trabalho observada é determinada pela intersecção das curvas da procura e da oferta mas, antes, que o racionamento existente no mercado impõem apenas uma ligação daquela a estas curvas. Como resultado, admite-se (como é o caso dos modelos descritos em 2.2), que os agentes económicos realizam as suas transacções, nos mercados imperfeitos, pelo "lado mais curto" do mercado.

Vejamos agora, do ponto de vista técnico, como tal hipótese deve ser derivada<sup>87</sup>.

Considere-se que  $Q^*$  representa a quantidade de trabalho que os agentes económicos desejam transaccionar no mercado e, que  $Q$  designa a quantidade efectivamente transaccionada no mesmo. Uma

---

<sup>87</sup> Vd. Devillé (1982, pp. 209-211).

relação entre estas variáveis pode então ser estabelecida a partir da função:

$$Q = f(Q^*) , \quad (4.28)$$

admitindo-se as seguintes hipóteses:

i) A função  $f$  é uma função determinística, significando que as quantidades transaccionadas ( $Q$ ) correspondem, efectivamente, às transacções realizadas;

ii) As transacções são voluntárias e realizáveis.

Consideremos agora que a partir dos conjuntos  $Q^*$  e  $Q$  poderemos ter sub-conjuntos de transacções relativos à oferta de trabalho (sejam  $Q^{*s}$  e  $Q^s$ ), e sub-conjuntos relativos à procura de trabalho ( $Q^{*d}$  e  $Q^d$ ). Em analogia, consideremos que é possível representar o conjunto global dos agentes económicos actuantes no mercado por  $\mathfrak{I}$ , tendo-se como sub-conjuntos  $\mathfrak{I}^s$  e  $\mathfrak{I}^d$ , respectivamente para os agentes da oferta e da procura de trabalho, de tal forma que:

a) A união dos elementos dos sub-conjuntos dá o conjunto de partida, i.e.,

$$\begin{aligned} Q^{*d} \cup Q^{*s} &= Q^* \\ Q^d \cup Q^s &= Q \\ \mathfrak{I}^d \cup \mathfrak{I}^s &= \mathfrak{I} , \quad \text{com} \quad \mathfrak{I} = \{1, \dots, i, \dots, N\} \\ \mathfrak{I}^d &= \{1, \dots, i^d, \dots, M\} \\ \mathfrak{I}^s &= \{M+1, \dots, i^s, \dots, N\} . \end{aligned} \quad (4.28a)$$

b) Os sub-conjuntos são disjuntos,

$$\begin{aligned} Q^{*d} \cap Q^{*s} &= \emptyset \\ Q^d \cap Q^s &= \emptyset \\ \mathfrak{I}^d \cap \mathfrak{I}^s &= \emptyset . \end{aligned} \quad (4.28b)$$

c) Cada agente oferece uma determinada quantidade  $q^d$  da procura global de trabalho, possuindo informação relativamente à oferta dos agentes que o antecederam no mercado. Analogamente, cada



agente procura uma parcela  $q^s$  da oferta total de trabalho, possuindo informação relativamente à procura dos agentes que o precederam. Estas quantidades serão afectas à procura e à oferta walrassianas, a partir das seguintes relações:

$$\begin{aligned} q^s &> q_w^s & \text{se } q^d &= q_w^d & \text{num período de crescimento económico;} \\ q^d &> q_w^d & \text{se } q^s &= q_w^s & \text{num período de depressão,} \end{aligned} \quad (4.29)$$

com  $q_w^d = q_w^s = q_w$ ,

o que mostra (de acordo com estas hipóteses), que do lado racionado do mercado as expectativas serão optimistas em relação à realidade, e correctas no caso contrário. Tendo agora em conta (4.28), (4.27) pode-se escrever como:

$$\begin{aligned} Q_{i^s}^s &= \min \{ Q_{i^s}^{*s}, \max(0, q^d - \sum_{j^s < i^s} Q_{j^s}^s) \} \\ & \quad (j^s < i^s : j^s \in \mathcal{I}^s), \end{aligned} \quad (4.30)$$

para a oferta de trabalho individual e,

$$\begin{aligned} Q_{i^d}^d &= \min \{ Q_{i^d}^{*d}, \max(0, q^s - \sum_{j^d < i^d} Q_{j^d}^d) \} \\ & \quad (j^d < i^d : j^d \in \mathcal{I}^d), \end{aligned} \quad (4.31)$$

para a procura de trabalho individual<sup>88</sup>.

A oferta agregada  $Q^s = \sum_{i^s} Q_{i^s}^s \equiv S$ , será então:

$$S = \min (S^*, d), \quad (S^* \equiv Q^{*s} \text{ e } d \equiv q^d) \quad (4.32)$$

Da mesma forma a procura agregada  $Q^d = \sum_{i^d} Q_{i^d}^d \equiv D$ , será:

$$D = \min (D^*, s), \quad (D^* \equiv Q^{*d} \text{ e } s \equiv q^s), \quad (4.33)$$

tendo-se para a quantidade de trabalho observada:

$$Q = \min (D^*, S^*, q_w). \quad (4.34)$$

Atendendo agora às hipóteses em (4.29), (4.34) vem,

---

<sup>88</sup> Vd. Devillé (1982, p. 210).

$$Q = \min (D^*, S^*, q^d, q^s) , \quad (4.35)$$

ou ainda  $Q = \min \{ \min(S^*, q^s), \min(D^*, q^d) \}$ , tendo-se finalmente,

$$Q = \min (D , S) . \quad (4.36)$$

No caso do nosso mercado de trabalho agregado, a relação anterior virá substituída por  $\ln L_t = \min (\ln L_t^d , \ln L_t^s) .$

Na próxima secção estimam-se os modelos de desequilíbrio frequentemente utilizados na estimação das funções procura e oferta de trabalho agregadas, derivadas, respectivamente, nas secções (4.4) e (4.5).

## 4.7 Estimação e testes

### 4.7.1 Os diferentes modelos a estimar

Na secção 4.7 iremos proceder à estimação dos modelos apresentados no capítulo 2. A estratégia seguida consiste em efectuar a estimação dos modelos considerados mais relevantes no estudo do mercado de trabalho (e que já serviram nos estudos empíricos para outros países), por forma a podermos comparar os resultados alcançados para a economia portuguesa, com aqueles obtidos para outras economias.

Não obstante, procuramos, na medida do possível, avançar gradualmente nos resultados, i.e., a análise crítica dos resultados de um modelo levará a considerar um modelo alternativo que possa apresentar melhores resultados que o anterior.

Por outro lado, à medida que se vão efectuando as diversas estimações, faremos uma avaliação dos resultados fornecidos pelos diferentes modelos, optando-se pelo tipo (ou tipos) de modelo (modelos), que melhor se ajuste (em) à informação do mercado de trabalho em Portugal. Nestes termos, caberá aos dados dizer qual o

modelo ou modelos que melhor retratam a realidade portuguesa.

Para podermos abarcar o maior número de possibilidades sobre o funcionamento do mercado de trabalho em Portugal, pressupomos que este poderá operar de acordo com os seguintes modelos:

**a) Modelo de equilíbrio:**

$$\ln L_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_t + \alpha_2 \ln Q_t + \alpha_3 t + u_{1t} \quad (4.37)$$

$$\ln L_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln w_t + \beta_2 \ln PA_t + \beta_3 \ln U_t + u_{2t} \quad (4.38)$$

$$\ln L_t = \ln L_t^d = \ln L_t^s . \quad (4.39)$$

Note-se que, às equações da procura e da oferta, deduzidas nas secções anteriores, juntaram-se variáveis residuais, com as propriedades estatísticas tradicionais, i.e., normais i.i.d., de média zero e variância constante. Deste modo, os comportamentos dos agentes da procura e oferta são estocásticos, permitindo, assim, captar as variações devidas e não previstas pelas variáveis explicativas de cada uma das funções.

Por outro lado, na equação da oferta incluiu-se um termo independente ( $\beta_0$ ) de modo a não impôr *a priori* a restrição de nulidade da ordenada na origem do hiperplano de regressão. Nestes termos, cabe aos dados demonstrar (ou não), a significância estatística do parâmetro agora adicionado, por forma a justificar a sua inclusão.

**b) Modelo de excesso de oferta:**

$$\ln L_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_t + \alpha_2 \ln Q_t + \alpha_3 t + u_{1t} \quad (4.40)$$

$$\ln L_t = \ln L_t^d . \quad (4.41)$$

c) **Modelo de excesso de procura:**

$$\ln L_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln w_t + \beta_2 \ln PA_t + \beta_3 \ln U_t + u_{2t} \quad (4.42)$$

$$\ln L_t = \ln L_t^s . \quad (4.43)$$

d) **Modelos de desequilíbrio com condição de mínimo (determinística):**

i) **modelo canónico:**

$$\ln L_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_t + \alpha_2 \ln Q_t + \alpha_3 t + u_{1t}$$

$$\ln L_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln w_t + \beta_2 \ln PA_t + \beta_3 \ln U_t + u_{2t} \quad (4.44)$$

$$\ln L_t = \min (\ln L_t^d , \ln L_t^s) .$$

ii) **modelo geral:** modelo canónico adicionado da seguinte equação de ajustamento do salário real,

$$\Delta \ln w_t = \gamma_0 (\ln L_t^d - \ln L_t^s) + \gamma_1' X_t + u_{3t} . \quad (4.45)$$

O vector  $X_t$  na equação anterior poderá conter os seguintes regressores:

1- Uma constante, representando um termo autónomo (*drift*) no salário real, i.e., sugerindo uma resposta constante na alteração do salário de equilíbrio, ou reflectindo aprefeiçoamentos (*improvements*) na tecnologia, ou ganhos de produtividade, como, por exemplo, em Rosen e Quandt (1978), Quandt (1983), etc;

2- A percentagem da força de trabalho sindicalizada, esperando-se de acordo com o modelo de negociação colectiva (*union bargaining model*), que o poder reivindicativo dos sindicatos exerça um efeito positivo sobre o crescimento do salário real, como em Rosen e Quandt (1978), Devillé (1982), Eaton e Quandt (1983), etc);

3- Uma tendência determinística (*time trend*), como em Yatchew (1982, p. 142) e,

4- Uma taxa média de imposto sobre os rendimentos do trabalho (devendo esta taxa considerar as contribuições para o organismo de Segurança Social), como em Hall e Henry (1988), Hall e outros (1989, 1990 e 1992).

Adicionalmente, o vector  $X_t$  poderá ainda englobar a produtividade média do trabalho (o rácio entre o produto e o volume de emprego), e uma estrutura de desfasamentos (*lags*) para o salário real.

Estes desfasamentos nos salários reais deverão modelizar os custos de ajustamento, devidos à relativa inércia das alterações salariais, de acordo com o seu processo de convergência para os salários de equilíbrio, e/ou resultantes do próprio mecanismo de formação das expectativas feitas pelos trabalhadores e sindicatos.

*iii) modelo de Quandt e Rosen:* modelo canónico adicionado das seguintes equações de ajustamento para o salário nominal e preço,

$$\ln W_t = v_1 \ln U_t + v_2 \ln p_t + v'_3 Z_t + u_{4t} , \quad (4.46)$$

$$\ln p_t = \eta_1 \ln W_t + \eta'_2 R_t + u_{5t} . \quad (4.47)$$

Este modelo foi inicialmente proposto por Quandt e Rosen (1985), para estudar o mercado de trabalho agregado americano, encontrando-se detalhadamente desenvolvido (e até ampliado), numa outra publicação dos mesmos autores: Quandt e Rosen (1986).

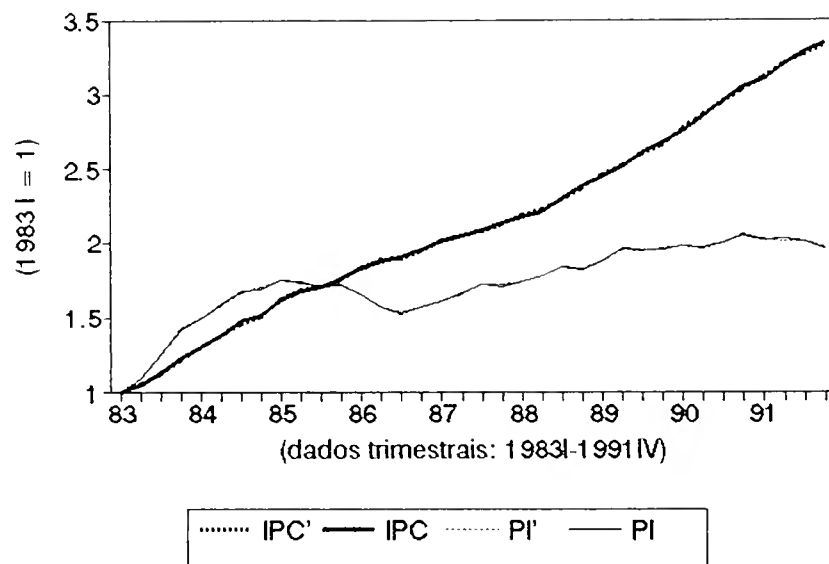
Os vectores  $Z_t$  e  $R_t$ , das relações anteriores, compreendem termos autónomos e uma estrutura de desfasamentos para  $W_t$  e  $p_t$  e, na equação do preço, Quandt e Rosen (1986) ainda incluem um *time trend* e o preço da energia, i.e., uma variável bastante correlacionada com  $p_t$ . No nosso caso utilizamos um índice de preços das importações ( $pi_t$ )<sup>89</sup>.

---

<sup>89</sup> Vd. glossário de variáveis. Veja-se também, na página seguinte, os gráficos 7 e 8 onde se apresenta a evolução dos índices de preços e salários para Portugal.

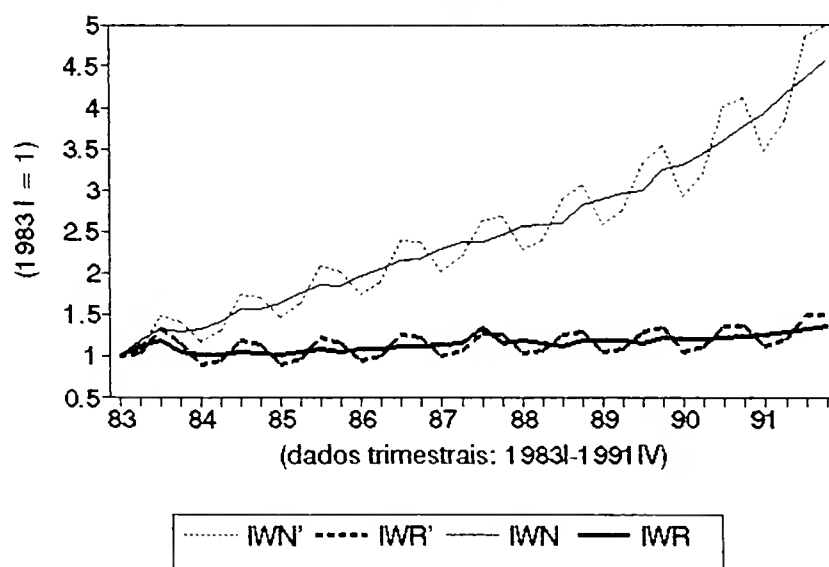
## Grafico 7

Precos no Consumidor e de Importacao



## Grafico 8

Indices de Salarios Nominais e Reais



As expressões analíticas resultantes da aplicação do método de estimação ML a este modelo de Quandt e Rosen, poderão ver-se no seu artigo de 1986.

No nosso caso, devido às dificuldades computacionais inerentes à aplicação do método ML<sup>90</sup> ao modelo descrito, desenvolveremos, originalmente, um método de estimação em dois passos, capaz de produzir estimativas mais robustas que as dadas pelo método ML, quando aplicado conjuntamente a todo o modelo. Todavia, no nosso método (porque de informação limitada), as estimativas obtidas são menos eficientes que as dadas pelo método ML.

No primeiro passo estima-se, pelo método 3SLS, o bloco nominal do modelo, i.e., as equações (4.46) e (4.47). No segundo passo, estimam-se os coeficientes das funções procura e oferta, a partir das estimativas encontradas no primeiro passo para os vectores do preço e do salário nominal.

e) **Modelo de Chow:** equações (4.37), (4.38) e,

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \theta_{11}(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) + \theta_{12}(\ln w_t^* - \ln w_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (4.48)$$

$$\ln w_t - \ln w_{t-1} = \theta_{21}(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) + \theta_{22}(\ln w_t^* - \ln w_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (4.49)$$

f) **Modelo de Rudebusch:** modelo canónico adicionado da seguinte equação indicatriz:

$$\ln L_t^a - \ln L_t^s = \mu (U_t^* - U_t), \quad \mu \in \mathbb{R}^+, \quad (4.50)$$

onde  $U_t$  é a taxa de desemprego, sendo  $U_t^*$  a taxa natural de desemprego.

---

<sup>90</sup> Vd. secção (2.5) no capítulo 2.

## 4.7.2 As estimativas para os parâmetros e a qualidade dos ajustamentos

### 4.7.2.1 O modelo de equilíbrio walrassiano

Começando pelo modelo de equilíbrio, este foi estimado pelo método 3SLS<sup>91</sup>. Este método foi preferido em detrimento do método 2SLS ou do método ML, porque, por um lado utilizando-se o método 3SLS pressupõe-se que as equações da procura e da oferta estavam adequadamente especificadas, atendendo às variáveis disponíveis (tal como se verá de seguida), pelo que utilizando este método de informação completa, a estimação de uma das equações beneficiou com a informação resultante da estimação da outra equação. Por outro lado, a estimação pelo método ML pareceu-nos, neste caso, não muito adequada, porquanto não só a convergência dos resultados não era relativamente rápida, como também, e sobretudo, porque algumas das estimativas para os parâmetros não apresentavam os sinais correctos.

As variáveis instrumentais utilizadas aquando da aplicação do método 3SLS foram, naturalmente: o nível de produto (desfasado de um período), a população activa (e a taxa de desemprego no caso da versão do modelo com função oferta de trabalho incluindo como regressor também esta taxa), em logaritmos, e a variável "tempo". Antes mesmo de efectuar a análise dos resultados obtidos, convém consultar o glossário de variáveis para uma descrição pormenorizada do significado de cada uma das variáveis incluídas nas funções da procura e da oferta.

A escolha destas variáveis deveu-se, quer aos princípios sugeridos pela Teoria Económica (tal como foi estabelecido nas secções 4.4 e 4.5), quer, naturalmente, à disponibilidade das séries e à evidência empírica dos resultados alcançados.

---

<sup>91</sup> A estimação deste modelo foi naturalmente precedida do respectivo estudo de identificação de cada uma das equações que o compõem, o mesmo sucedendo com os restantes modelos.



A selecção das variáveis intervenientes em cada uma das funções é justificada no ponto seguinte, sendo, consequentemente, o conjunto destas variáveis comum a todos os modelos estimados, por forma a podermos assim ter algum grau de comparação entre os mesmos.

O modelo de equilíbrio (tal como os restantes), foi objecto de estimação considerando duas versões do mesmo.

Uma primeira versão respeita ao modelo em que na equação da procura de trabalho temos como regressores, em logaritmos, o índice de salário real e o produto desfasado de um período e, adicionalmente (em níveis) um *time trend*. E, na equação da oferta de trabalho inclui-se como regressores, o logaritmo da taxa de salário real e o logaritmo da população activa em idade de trabalhar.

Esta versão do modelo que não considera o logaritmo da taxa de desemprego oficial (i.e., a taxa de desemprego publicada pela entidade oficial), como variável determinante na explicação da oferta de trabalho, é denominada de "modelo sem taxa de desemprego".

Inversamente, quando na equação da oferta de trabalho se inclui a referida taxa de desemprego, o modelo denominar-se-á de "modelo com taxa de desemprego". De seguida apresentam-se os resultados obtidos<sup>92</sup>.

Modelo sem taxa de desemprego:

Função Procura:

$$\ln \hat{L}_t = - 0.872 \ln w_t + 0.703 \ln Q_{t-1} + 0.00100 t$$

(2.38)                      (548.87)                      (0.41)

com  $\hat{\sigma} = 3.240 \%$   $R^2 = 0.595$   $DW = 1.433$

---

<sup>92</sup> Entre parêntises encontram-se os valores da estatística *t* de Student.

Função Oferta:

$$\ln \hat{L}_t = + 0.222 \ln w_t + 0.994 \ln PA_t$$

(7.66)                      (1907.46)

com  $\hat{\sigma} = 1.146 \%$   $R^2 = 0.937$   $DW = 1.672$ .

(período de estimação: 1983III-1991IV)<sup>93</sup>

Modelo com taxa de desemprego:

Função Procura:

$$\ln \hat{L}_t = - 1.172 \ln w_t + 0.703 \ln Q_{t-1} + 0.00314 t$$

(4.04)                      (653.39)                      (1.63)

com  $\hat{\sigma} = 4.177 \%$   $R^2 = 0.462$   $DW = 1.214$

Função Oferta:

$$\ln \hat{L}_t = + 0.055 \ln w_t + 1.006 \ln PA_t - 0.041 \ln U_t$$

(0.53)                      (145.46)                      (1.72)

com  $\hat{\sigma} = 0.900 \%$   $R^2 = 0.961$   $DW = 2.243$ .

onde  $\hat{\sigma}$  é a estimativa do desvio-padrão da regressão (ou o erro médio percentual, pois a variável endógena está em logaritmos),  $R^2$  é o coeficiente de determinação do modelo,  $\bar{R}^2$  o coeficiente de determinação corrigido e  $DW$  a estatística de Durbin Watson para um processo de autocorrelação residual de primeira ordem,  $AR(1)$ .

Verificamos que os resultados obtidos estão de acordo com o que se espera à partida, i.e., com o sugerido pela Teoria Económica, quer em termos dos sinais encontrados, quer mesmo em termos da grandeza dos coeficientes e significância estatística dos regressores

---

<sup>93</sup> O período de estimação é sempre de 1983 II a 1991 IV, a não ser que explicitamente se diga o contrário. Evidentemente que, no caso dos modelos dinâmicos, com um desfasamento (variável endógena desfasada de um período), o período de estimação reduz-se em uma observação, iniciando-se, então, o período amostral no terceiro trimestre de 1983.

utilizados. Somente no caso da semi-elasticidade da procura de trabalho em relação à variável tempo (indicador do progresso técnico), isso não sucede, podendo não ser, contudo, tal facto de extrema importância, porquanto esta variável não se apresenta estatisticamente significativa: rácio  $t$  igual a 0.41 no modelo sem taxa de desemprego e 1.63 no modelo com taxa de desemprego.

Igualmente, no caso da elasticidade da oferta de trabalho relativamente à taxa de salário real (no modelo com taxa de desemprego), verifica-se que não é pertinente a inclusão daquela variável na função oferta. Tal significa, em termos da teoria neoclássica, que não será possível combater o desemprego à custa de reduções nos salários reais, consequentes, por exemplo, dos preços crescerem mais depressa que os salários nominais.

Naqueles termos, a oferta de trabalho não seria sensível a alterações da taxa de salário real, sendo mais importante na definição daquela, a própria situação existente no mercado de trabalho. Concretamente, a possibilidade de se arranjar trabalho, medida aqui pela taxa de desemprego no mercado.

Este facto sucede frequentemente (como mostram os modelos de desequilíbrio estimados para outras economias), tal como se verá mais adiante.

Por outro lado, verifica-se que o ajustamento da função procura é relativamente pouco aderente aos dados. Com efeito, o coeficiente de determinação associado a esses ajustamentos é de 0.595 e 0.462, respectivamente para os modelos sem e com taxa de desemprego<sup>94</sup>, e os desvios-padrão da regressão elevados (3.240% e 4.177%, respectivamente), a par de valores relativamente inferiores a dois

---

<sup>94</sup> Note-se que, ainda que não tenha significado econométrico (em modelos sem termo independente), o cálculo do coeficiente de determinação  $R^2$  (e a estatística de Durbin-Watson,  $DW$ ), achou-se por bem incluí-lo por forma a termos também aqui um indicador dos ajustamentos encontrados.

para a estatística  $DW$ , indiciando, desde logo, a existência de autocorrelação de primeira ordem para os resíduos da função procura.

No que respeita à função oferta de trabalho, a qualidade dos ajustamentos é bastante superior. O conjunto dos regressores relativos às versões sem e com taxa de desemprego explicam, respectivamente, 93.7% e 96.1% da oferta de trabalho, registando-se quer desvios-padrão das regressões bastante reduzidos, quer valores para a estatística  $DW$  superiores aos obtidos para a função procura. Fica, no entanto, ressalvada a insignificância da elasticidade da oferta de trabalho em relação à taxa de salário real (no modelo com taxa de desemprego), já referida anteriormente.

Por outro lado, com estes resultados teríamos como estimativas numa função de produção, como por exemplo a relação definida por (4.6),

	(1)	(2)
$\hat{\sigma}$	0.876	1.172
$\hat{\theta}$	-0.717	0.367
$\hat{\lambda}$	0.0005	-0.0005

onde a primeira coluna respeita ao modelo sem taxa de desemprego e a segunda coluna ao modelo que inclui a referida taxa.

As estimativas dadas pelo modelo de equilíbrio walrassiano dos parâmetros da função de produção associada, são contraditórias. Com efeito, no modelo sem taxa de desemprego registam-se rendimentos decrescentes à escala, enquanto o modelo com taxa de desemprego apresenta rendimentos ligeiramente crescentes à escala.

No que se refere às elasticidades de substituição entre os factores capital e trabalho, os valores não são substancialmente diferentes (aproximando-se da unidade), sendo, portanto,

praticamente igual o "custo" de substituir capital por trabalho, no modelo de equilíbrio.

Por outro lado, verificamos que o sinal do parâmetro  $\lambda$  (associado à variável "tempo"), é negativo no modelo com taxa de desemprego, o que significa que, neste caso, não teríamos uma taxa de crescimento instantânea do progresso técnico, mas sim de decrescimento, resultado este contrário aos ensinamentos da Teoria Económica. Aliás, este facto já tinha sido assinalado quando referimos que o sinal do coeficiente associado ao *time trend* da função procura de trabalho era positivo, o que sugere um efeito contrário do progresso tecnológico na economia portuguesa. Este resultado, não é, com efeito, verosímil (como apresenta a Teoria Económica), tanto mais que, no período em análise, a economia portuguesa registou taxas de crescimento reais relativamente assinaláveis, como referimos na secção 4.3.

Analogamente, no contexto da função oferta de trabalho (4.27) ter-se-ia:

	(1)	(2)
$\hat{\varepsilon}$	1.222	1.055
$\hat{\pi}$	0.994	1.006
$\hat{\vartheta}$	-	0.041

Do quadro anterior poderemos analisar, nomeadamente, algumas das características mais importantes das funções de utilidade (utilizadas na derivação da função oferta), ou mesmo, averiguar a pertinência das hipóteses consideradas na derivação da função oferta de trabalho.

Podemos realçar, por exemplo, os valores para a elasticidade de substituição entre lazer e trabalho,  $\sigma$  (igual a 1.222 e a 1.055, respectivamente nos modelos sem e com taxa de desemprego), e o coeficiente  $\vartheta$ .

A estimativa obtida para aquele coeficiente não é elevada (0.041), no entanto, o valor apresentado sugere um certo grau de racionamento que deve caracterizar a oferta de trabalho. Este resultado poderá ser de certo modo estranho, porque contrário com a hipótese do equilíbrio do mercado de trabalho, considerada pelo modelo walrassiano estimado.

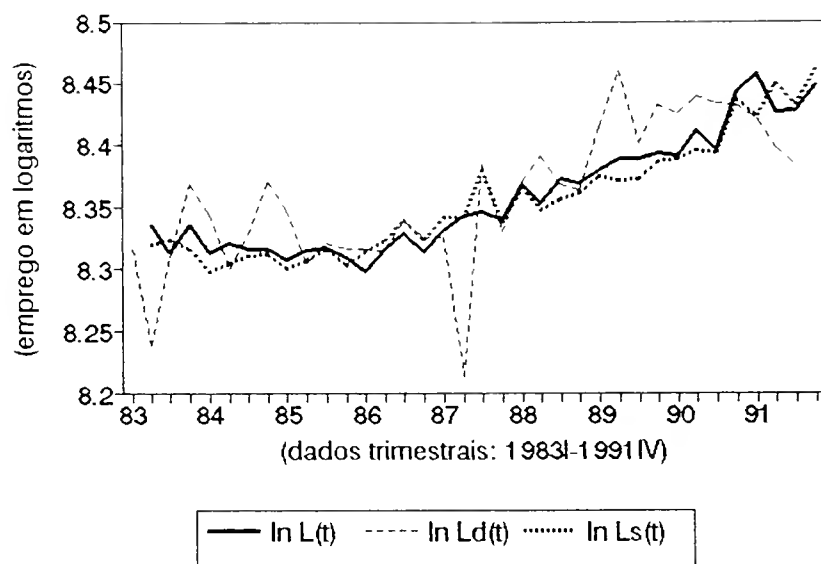
As representações gráficas das funções estimadas, respectivamente para as versões sem e com taxa de desemprego, podem ver-se nos gráficos 9 e 10 da página seguinte.

Os resultado obtidos da estimação do modelo de equilíbrio walrassiano são, com efeito, pouco animadores. Este facto poderá sugerir que se devem considerar, em detrimento, modelos de desequilíbrio que possam retratar melhor a realidade do mercado de trabalho agregado em Portugal, para o período em estudo (1983II a 1991IV).

Seguidamente iremos aplicar, em alternativa, a abordagem do desequilíbrio ao mercado de trabalho português, de modo a podermos comparar os resultados obtidos pelas diferentes metodologias. Nestes termos, começemos por considerar, por hipótese, o funcionamento do mercado de trabalho português em desequilíbrio total de oferta, ou de procura.

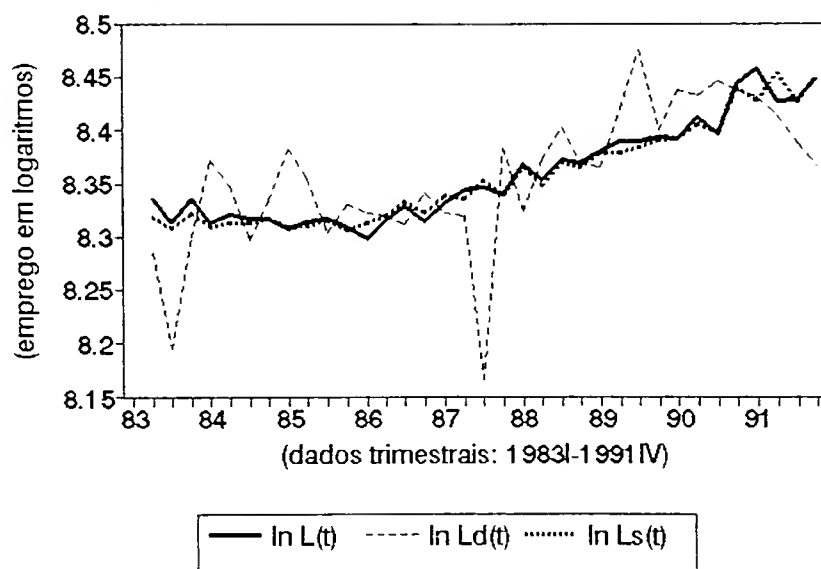
## Grafico 9

Modelo Equilibrio (sem tx. desemprego)



## Grafico 10

Modelo Equilibrio (com tx. desemprego)



#### 4.7.2.2 Os modelos de excesso total de oferta ou de procura

os resultados referentes à estimação das diferentes versões das funções procura e oferta (desequilíbrio com excessos totais de oferta ou de procura), poder-se-ão ver, respectivamente, nos quadros 1 e 2 da página seguinte.

Com base nos indicadores estatísticos apresentados, relativos à qualidade dos ajustamentos fornecidos pelo método OLS, que serviu de base às diferentes estimações efectuadas e, igualmente, atendendo ao que estipula a Teoria Económica, poderemos dizer que os modelos estáticos (4) e (1) (ou 3), respectivamente dos quadros 1 e 2, são aqueles que melhores resultados apresentam.

Este facto levou a que considerássemos, daqui em diante (o mesmo sucedendo já no modelo walrassiano, da secção anterior), apenas estes regressores como os que melhores resultados poderiam fornecer nas estimações das funções procura e oferta do mercado de trabalho agregado português, no período em causa.

Quanto às relações dinâmicas, ao invés, ou apresentam indícios de autocorrelação de primeira ordem nas variáveis residuais (como é o caso na função procura), ou os regressores utilizados são estatisticamente pouco significativos, como é o caso da função (6) no quadro 2, relativa à estimação da função oferta. Somente no caso da função (5), deste último quadro, parecem ser pertinentes (sem parecerem existir problemas de índole estatística), os custos de ajustamento do lado da oferta de trabalho.

Do mesmo modo que no modelo de equilíbrio, ter-se-iam como estimativas nas funções de produção associadas<sup>95</sup>:

---

<sup>95</sup> O número das colunas desta tabela (e das tabelas seguintes), corresponde ao mesmo número que se inscreve nas colunas dos quadros respectivos, que servem de base às estimativas agora apresentadas.



Quadro 1 Modelo de excesso de oferta  
Período de estimação: 1983:2-1991:4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
constante	-	-	-	-	-	-
P ln w(t)	-0.541	0.045	-0.571	-0.182	-0.078	-0.072
R	(7.16)	(0.49)	(9.39)	(1.96)	(1.42)	(0.96)
O ln Q(t)	0.700	0.701	-		0.139	-
C	(723.72)	(1140.79)			(2.63)	
U ln Q(t-1)	-	-	0.701	0.701	-	0.124
R			(899.30)	(1142.81)		(1.64)
A t (trend)	-	-0.0051	-	-0.0034	-	-
		(7.35)		(4.89)		
ln I(t-1)	-	-	-		0.801	0.823
					(10.60)	(7.65)
s*100	3.294	2.040	2.651	2.037	1.511	1.601
R2	0.729	0.839	0.789	0.840	0.906	0.894
R2	0.720	0.829	0.783	0.830	0.900	0.887
DW/h	0.865	1.113	1.588	1.982	-2.500	-3.122
Log L	70.827	88.131	78.429	88.193	95.950	93.896

Quadro 2 Modelo de excesso de procura  
Período de estimação: 1983:2-1991:4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
constante	-	-	-	-	-	-
ln w(t)	0.189	0.131	0.022	-0.010	0.151	0.054
	(7.24)	(2.43)	(0.50)	(0.18)	(4.96)	(0.96)
ln w(t-1)	-	0.069	-	0.064	-	0.124
O		(1.23)		(1.08)		(2.03)
F ln PA(t)	0.995	0.995	1.009	1.007	0.743	0.778
E	(2068.28)	(2052.27)	(313.69)	(268.59)	(6.49)	(7.05)
R ln U(t)	-	-	-0.049	-	-	-
T			(4.28)			
A ln U(t-1)	-	-	-	-0.045	-	-
				(3.37)		
ln I(t-1)	-	-	-	-	0.253	0.217
					(2.20)	(1.96)
s*100	1.153	1.144	0.934	0.940	1.087	1.036
R2	0.940	0.942	0.961	0.963	0.949	0.955
R2	0.938	0.938	0.959	0.959	0.946	0.951
DW/h	1.645	1.635	2.305	2.411	-0.417	-0.210
Log L	107.578	108.383	115.490	112.663	107.078	109.256

	(1)	(4)
$\hat{\sigma}$	0.541	0.182
$\hat{\theta}$	2.887	1.575
$\hat{\lambda}$	-	0.0001

E, no contexto da função oferta de trabalho (4.26) ter-se-ia:

	(1)	(3)
$\hat{\varepsilon}$	1.189	1.022
$\hat{\pi}$	0.995	1.009
$\hat{\vartheta}$	-	0.049

Dos resultados obtidos pela estimação dos modelos de desequilíbrio, com excessos totais de oferta ou de procura, poderemos concluir que (inversamente ao que sucedia no modelo de equilíbrio walrassiano), obtém-se rendimentos acentuadamente crescentes à escala e a elasticidade de substituição entre capital e trabalho é inferior à do modelo de equilíbrio, em particular no modelo com taxa de desemprego. Nestes termos, a economia portuguesa caracterizada por estes modelos de desequilíbrio, registou, no período em causa, um acentuado crescimento económico, "custando", agora, mais substituir capital por trabalho, do que no modelo de equilíbrio.

Por outro lado, o efeito do progresso técnico na economia portuguesa é agora positivo, ainda que a taxa de crescimento instantânea desse progresso técnico não seja elevada ( $\lambda = 0.0001$ ). Verificamos, igualmente, que o sinal do coeficiente associado à variável "tempo" (na equação da procura de trabalho), é negativo, portanto, de acordo com o que se esperava *a priori*.

No que respeita às características mais importantes da função de utilidade, utilizada na derivação da função oferta de trabalho, verificamos que não existe grande diferença no valor obtido para a elasticidade de substituição entre lazer e trabalho, entre o

modelo de equilíbrio e o modelo de desequilíbrio com excesso total de oferta. Verificamos, também, a semelhança do valor obtido para o coeficiente  $\vartheta$  no modelo de equilíbrio (igual a 0.041), com o obtido pelo modelo de desequilíbrio com excesso total de procura (0.049). Este resultado corrobora, com efeito, o que foi dito para o modelo de equilíbrio, i.e., de que um certo grau de racionamento deve caracterizar a oferta de trabalho.

Nestes termos, a abordagem do desequilíbrio parece caracterizar melhor a realidade do mercado de trabalho em Portugal, nomeadamente, porque os resultados obtidos pelos modelos de desequilíbrio estão de acordo com os ensinamentos da Teoria Económica, enquanto antes (no modelo de equilíbrio walrassiano), isso não acontecia.

Por último, como teste à homogeneidade de grau um da função oferta de trabalho, tem-se:

$$\ln \hat{L}_t = 0.172 \ln W_t - 0.167 \ln p_t + 0.995 \ln PA_t,$$

(3.92)                      (3.16)                      (1654.98)

com,  $\hat{\sigma} = 1.166 \%$   $R^2 = 0.940$   $\bar{R}^2 = 0.936$  e  $DW = 1.617$ ,

resultado este que refuta a existência de ilusão monetária por parte dos trabalhadores, no período em causa.

Por forma a não se impôrem, à partida, os excessos totais de oferta ou de procura de trabalho, no mercado, foram estimados os diferentes modelos de desequilíbrio considerados na secção 4.7.1, de modo a que não só fosse possível determinar a grandeza desses excessos mas, fundamentalmente, a frequência dos mesmos. De seguida procuramos dar resposta a esta questão.

#### 4.7.2.3 Os modelos de desequilíbrio com equação de mínimo

Este tipo de modelos foi inicialmente estimado pelo método ML, no programa (*package*) *QUALIT*, gentilmente cedido pelo Prof. António Silvestre.

Este programa maximiza a função de verosimilhança utilizando o método de Newton-Rapson, usando como valores de partida as estimativas fornecidas pelo método OLS, quando este é aplicado a cada uma das regressões, da procura e da oferta, resultados estes vistos na secção anterior.

Seguidamente utilizaram-se os valores obtidos pelo *QUALIT* como estimativas iniciais do método ML, no programa *TSP* (por forma a obtermos uma mais rápida convergência dos resultados)<sup>96</sup>, usando no processo de maximização da função de verosimilhança o procedimento de Berndt-Hall-Hall-Hausman, que não é mais do que uma generalização do método de Gauss-Newton<sup>97</sup>.

Os resultados para o modelo com salários reais exógenos (modelo canónico), apresentam-se de seguida.

Modelo sem taxa de desemprego:

Função Procura:

$$\ln \hat{L}_t^d = - 0.485 \ln w_t + 0.704 \ln Q_{t-1} - 0.00100 t$$

(82.19)                      (10469.60)                      (25.89)

Função Oferta:

$$\ln \hat{L}_t^s = + 0.201 \ln w_t + 0.995 \ln PA_t$$

(6.05)                      (2123.08)

(log L -51.886).

---

<sup>96</sup> Veja-se no Apêndice 6 o programa utilizado na estimação deste modelo. Na estimação dos outros modelos de desequilíbrio tradicionais, que recorrem à utilização do método ML, o programa seguido foi, *mutatis mutandis*, o mesmo.

<sup>97</sup> Vd. Judge e outros (1985, pp. 960-61).

Modelo com taxa de desemprego:

Função Procura:

$$\ln \hat{L}_t^d = - 0.110 \ln w_t + 0.704 \ln Q_{t-1} - 0.00450 t$$

(1.05)                      (1355.96)                      (5.64)

Função Oferta:

$$\ln \hat{L}_t^s = + 0.061 \ln w_t + 1.008 \ln PA_t - 0.047 \ln U_t$$

(0.53)                      (145.46)                      (5.44)

$$(\log L -44.669).$$

Os sinais dos parâmetros são os indicados pela Teoria Económica, e os coeficientes dos regressores são todos estatisticamente significativos, à excepção das estimativas para a elasticidade da procura e da oferta de trabalho em relação à taxa de salário real.

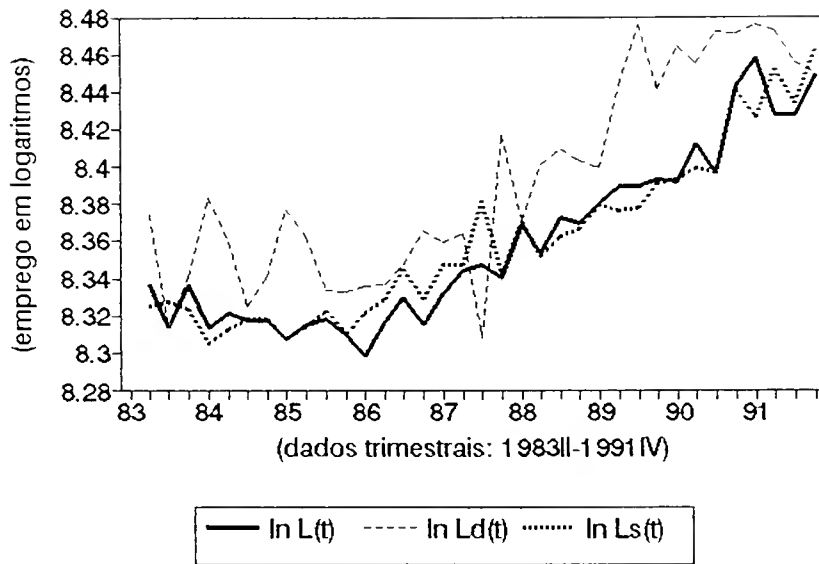
Este resultado parece sugerir, desde já, que o modelo com taxa de desemprego tem menor qualidade que o modelo sem taxa de desemprego, nomeadamente porque se apresenta menos consonante com a Teoria Económica.

De um modo geral, poderemos dizer que os resultados obtidos pela estimação do modelo canónico são bons, sobretudo se atendermos ao facto de estarmos em presença de um método que apenas fornece resultados assintóticos, quando à partida se dispõem de séries com um número de observações relativamente reduzido; 35 observações, número certamente insuficiente nestas condições, designadamente quando em cada uma das partições amostrais ficarão apenas disponíveis para estimação pouco mais de metade destas observações.

Quanto à qualidade dos ajustamentos dos modelos sem e com taxa de desemprego estimados anteriormente, ela pode ser vista nos gráficos 11 e 12 (respectivamente), na página seguinte, ou, em alternativa, a partir dos seguintes modelos univariados de regressão:

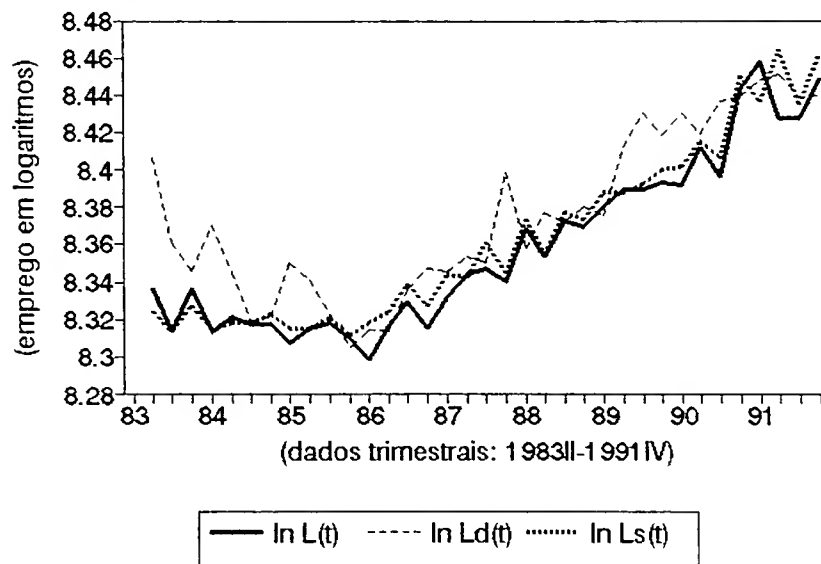
## Grafico 11

Modelo Canonico (sem tx. desemprego)



## Grafico 12

Modelo Canonico (com tx. desemprego)



$$\ln^{\wedge} L_t = 1.0001 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(4525.55)

$$\hat{\sigma} = 1.093 \% \quad R^2 = 0.944 \quad DW = 1.562 \quad \log L = 108.923,$$

para o modelo sem taxa de desemprego e, para o modelo com taxa de desemprego:

$$\ln^{\wedge} L_t = 0.9998 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(5758.77)

$$\hat{\sigma} = 0.857 \% \quad R^2 = 0.965 \quad DW = 2.109 \quad \log L = 117.418,$$

onde a variável endógena em cada um dos modelos ( $\ln L_t$ ) não é mais do o logaritmo das quantidades observadas (transaccionadas) do factor trabalho, e a variável exógena [ $\min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$ ] é obtida a partir das estimativas encontradas para cada uma das variáveis dependentes das funções procura e oferta de trabalho, em cada uma das versões do modelo canónico de desequilíbrio.

Por forma a ultrapassarmos a impossibilidade em interpretar o  $R^2$  e da estatística de  $DW$ , em modelos sem termo autónomo, e, de modo a podermos, também aqui, averiguar com maior exactidão a qualidade dos ajustamentos obtidos na estimação do modelo canónico, foram efectuadas regressões do tipo das últimas apresentadas, mas com termo independente. Os resultados obtidos são os seguintes:

$$\ln^{\wedge} L_t = - 0.148 + 1.0177 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(0.41)

(23.55)

$$\hat{\sigma} = 1.106 \% \quad R^2 = 0.944 \quad \bar{R}^2 = 0.942 \quad DW = 1.589 \quad \log L = 109.011$$

para o modelo sem taxa de desemprego e, para o modelo com taxa de desemprego:

$$\ln^{\wedge} L_t = + 0.048 + 0.9940 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(0.18)

(30.29)

$$\hat{\sigma} = 0.870 \% \quad R^2 = 0.965 \quad \bar{R}^2 = 0.964 \quad DW = 2.110 \quad \log L = 117.434$$

Estes resultados reforçam os já obtidos, nomeadamente porque os termos autónomos não são estatisticamente diferentes de zero e, a

qualidade dos ajustamentos aparece realçada, agora que é possível interpretar os coeficientes de determinação.

Relativamente às probabilidades nos diferentes regimes, os gráficos 13 e 14, da página seguinte (respectivamente para o modelo sem e com taxa de desemprego), são elucidativos quanto aos frequentes excessos de procura no mercado de trabalho português, quer marginais (*EXPROCM*), quer condicionais (*EXPROCC*), aliás tal como já é sugerido pelos gráficos 11 e 12, relativos à representação das séries estimadas pelos respectivos modelos. Estas conclusões serão corroboradas pelos testes de equilíbrio efectuados, tal como veremos de seguida.

O teste da hipótese nula ( $H_0$ ) relativa ao mercado de trabalho português poder operar em equilíbrio, contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) de o mesmo funcionar em desequilíbrio, vai ser realizado recorrendo aos testes propostos por Davidson e Mackinnon (1981) e por Bowden (1978a), apresentados no capítulo 3.

Quanto ao teste de Davidson e Mackinnon, o procedimento consiste em aplicar o método OLS à equação em que a variável endógena é  $\ln L_t$  e nas variáveis independentes figuram todos os regressores das equações da procura e da oferta, e ainda a variável obtida da estimação do modelo de desequilíbrio, i.e., a esperança matemática do mínimo da procura e da oferta ( $E\{\ln \hat{L}_t\}$ ).

A estimação da equação descrita anteriormente forneceu os seguintes resultados:

Modelo sem taxa de desemprego:

$$\begin{aligned} \ln \hat{L}_t = & - 0.015 \ln w_t - 0.172 \ln Q_{t-1} - 0.00064 t + 0.264 \ln PA_t \\ & \quad (0.12) \qquad \qquad (3.28) \qquad \qquad (1.33) \qquad \qquad (0.36) \\ & + 0.489 E(\ln \hat{L}_t) \\ & \quad (0.65) \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma} = 1.000 \% \quad R^2 = 0.959 \quad \bar{R}^2 = 0.953 \quad DW = 2.212 \quad \log L = 114.345$$



Grafico 13

Modelo Canonico (sem tx. desemprego)

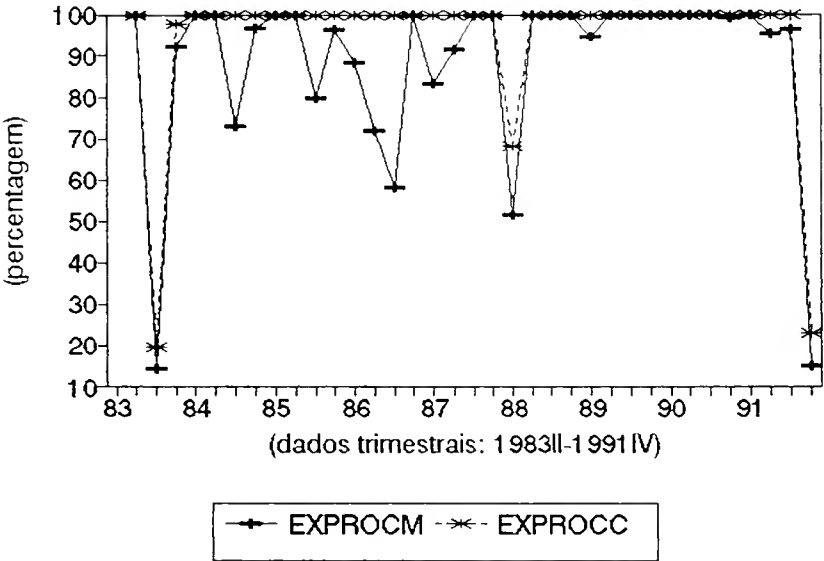
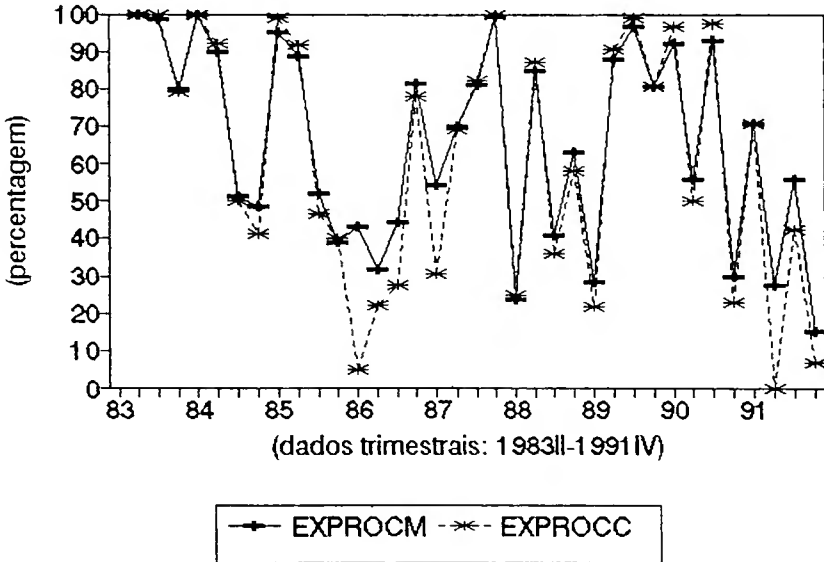


Grafico 14

Modelo Canonico (com tx. desemprego)



Modelo com taxa de desemprego:

$$\ln \hat{L}_t = + 0.032 \ln w_t + 0.019 \ln Q_{t-1} - 0.00085 t + 0.442 \ln PA_t \\ (0.12) \quad (3.28) \quad (1.33) \quad (0.36) \\ - 0.040 \ln U_t + 0.540 E\{\ln \hat{L}_t\}. \\ (1.86) \quad (1.45)$$

$$\hat{\sigma} = 0.851 \% \quad R^2 = 0.971 \quad \bar{R}^2 = 0.966 \quad DW = 2.664 \quad \log L = 120.458$$

Como se pode ver pelas equações estimadas, os coeficientes associados a  $E\{\ln \hat{L}_t\}$  não são estatisticamente diferentes de zero, mesmo no caso do modelo com taxa de desemprego.

Daquele resultado poder-se-ia concluir que, a final, os modelos de equilíbrio seriam os modelos mais realistas e, portanto, o mercado de trabalho funcionaria, isso sim, em equilíbrio. No entanto, as regressões anteriores contêm, nomeadamente, multicolineariedade. Com efeito, ambas têm elevados coeficientes de determinação, e muitos dos regressores não são estatisticamente significativos. De modo a corrigirmos a multicolineariedade, tornou-se necessário averiguar quais as variáveis com maior correlação, verificando-se, a partir das matrizes de correlações dos coeficientes estimados, que a causa de tal multicolineariedade se devia à forte correlação entre  $\ln PA_t$  e  $E\{\ln \hat{L}_t\}$ .

Deste modo, foi possível apurar, a partir destas matrizes, que os coeficientes de correlação dos coeficientes estimados para aquelas variáveis eram, respectivamente para os modelos sem taxa de desemprego e com taxa de desemprego de -0.995 e -0.970 (entre variáveis: 0.988 e 0.979).

Neste contexto, foi efectuado novamente o teste de Davidson e Mackinnon para cada uma das versões do modelo canónico, mas, eliminando agora a variável mais correlacionada com a variável correspondente ao parâmetro de teste ( $E\{\ln \hat{L}_t\}$ ), i.e., a variável  $\ln PA_t$ . Os resultados obtidos foram os seguintes:

Modelo sem taxa de desemprego:

$$\ln \hat{L}_t = - 0.054 \ln w_t + 0.170 \ln Q_{t-1} - 0.00072 t + 0.757 E(\ln \hat{L}_t)$$

(1.16)                      (3.31)                      (1.73)                      (10.32)

$$\hat{\sigma} = 0.982 \% \quad R^2 = 0.959 \quad \bar{R}^2 = 0.955 \quad DW = 2.180 \quad \log L = 114.271$$

Modelo com taxa de desemprego:

$$\ln \hat{L}_t = + 0.029 \ln w_t - 0.020 \ln Q_{t-1} - 0.00070 t - 0.020 \ln U_t$$

(0.64)                      (0.32)                      (1.65)                      (1.25)

$$+ 1.035 E\{\ln \hat{L}_t\}.$$

(11.30)

$$\hat{\sigma} = 0.863 \% \quad R^2 = 0.969 \quad \bar{R}^2 = 0.965 \quad DW = 2.435 \quad \log L = 119.362$$

Verificamos agora que os coeficientes associados à variável  $E\{\ln \hat{L}_t\}$  são estatisticamente diferentes de zero, tendo em atenção os correspondentes rácios de *Student* obtidos. Nestas condições, é de rejeitar a hipótese nula de que o mercado de trabalho agregado português funcionou em equilíbrio, aceitando-se a hipótese alternativa de que o mesmo operou em desequilíbrio, no período em análise.

A resultados semelhantes tinha-mos chegado, aliás, aquando do cálculo das probabilidades nos diferentes regimes (gráficos 13 e 14), concluindo-se, assim, pelo desequilíbrio no mercado de trabalho, no período em estudo, registando-se, predominantemente, períodos de excesso de procura de trabalho no mercado português.

Os resultados anteriores foram ainda corroborados pelo teste da hipótese de equilíbrio de Bowden. Este teste baseia-se no valor estimado para o coeficiente ( $\mu$ ) que está associado à variável  $\ln w_{t-1}$  numa regressão em que a variável endógena é o logaritmo da taxa de salário real e as variáveis exógenas são todas as variáveis explicativas da procura e da oferta de trabalho e, naturalmente,  $\ln w_{t-1}$ . A estimação pelo método OLS forneceu os

seguintes resultados:

Modelo sem taxa de desemprego:

$$\ln \hat{w}_t = + 0.549 \ln w_{t-1} + 0.115 \ln Q_{t-1} - 0.00254 t - 0.164 \ln PA_t$$

(3.76)                      (0.68)                      (1.62)                      (0.68)

$$\hat{\sigma} = 2.873 \% \quad R^2 = 0.874 \quad \bar{R}^2 = 0.862 \quad h = -0.418 \quad \log L = 74.582$$

Modelo com taxa de desemprego:

$$\ln \hat{w}_t = + 0.564 \ln w_{t-1} + 0.141 \ln Q_{t-1} + 0.00274 t - 0.206 \ln PA_t$$

(3.61)                      (0.73)                      (1.58)                      (0.73)

$$+ 0.019 \ln U_t.$$

(0.30)

$$\hat{\sigma} = 2.912 \% \quad R^2 = 0.874 \quad \bar{R}^2 = 0.857 \quad h = -0.676 \quad \log L = 74.635.$$

onde  $\hat{\sigma}$ ,  $R^2$  e  $\bar{R}^2$  foram definidos anteriormente e  $h$  é a estatística de Durbin para um processo  $AR(1)$ , quando a variável endógena está desfasada de um período.  $\log L$  é como anteriormente, o logaritmo da função de verosimilhança.

Como sabemos, de acordo com o teste de Bowden a hipótese do equilíbrio é aceite se o coeficiente associado a  $\ln w_{t-1}$  ( $\mu$ ) não é significativamente diferente de zero. No presente caso, este coeficiente é igual a 0.549 e 0.564, respectivamente para o modelo sem e com taxa de desemprego. Em ambos os casos os rácios  $t$  correspondentes (3.76 e 3.61, respectivamente), demonstram a significância dos regressores associados, i.e., permitem concluir pela não aceitação da hipótese nula, portanto pela aceitação do desequilíbrio no mercado de trabalho em Portugal, tal como já tinha sucedido com o teste de Davidson e Mackinnon.

por fim, apresentam-se as estimativas para os parâmetros<sup>98</sup>:

	(1)	(2)
$\hat{\sigma}$	0.485	0.110
$\hat{\theta}$	2.348	1.499
$\hat{\lambda}$	0.00023	0.00008
$\hat{\varepsilon}$	1.201	1.061
$\hat{\pi}$	0.995	1.008
$\hat{\vartheta}$	-	0.005

Devemos salientar, também, a semelhança dos resultados obtidos para a economia portuguesa com os obtidos por outros autores, nomeadamente daqueles apresentados no artigo pioneiro sobre a aplicação ao mercado de trabalho da econometria do desequilíbrio de Rosen e Quandt (1978), para a economia americana<sup>99</sup>.

De uma forma geral verificamos que, contrariamente ao modelo de equilíbrio, o modelo não só fornece estimativas com sinais correctos dos parâmetros dos modelos (mesmo no caso do modelo com taxa de desemprego), como também apresenta uma qualidade de ajustamento da procura e da oferta superior, a avaliar pelos resultados agora obtidos.

Por outro lado, a partir do modelo canónico foi possível testar o desequilíbrio no mercado, registando-se predominantemente períodos de excesso de procurar de trabalho.

Prosseguindo agora na busca de um modelo ainda mais adequado ao estudo do mercado de trabalho agregado em Portugal, procurámos estimar o modelo geral de desequilíbrio.

---

<sup>98</sup> A primeira coluna do quadro diz respeito às estimativas obtidas para os parâmetros do modelo sem taxa de desemprego e a segunda coluna para o modelo com taxa de desemprego.

<sup>99</sup> Veja-se igualmente a restante bibliografia citada nesta dissertação e os resultados então encontrados pelos vários autores para outros países.

A estimação do modelo geral de desequilíbrio, i.e., o modelo de salários reais endógenos com equação de ajustamento do salário real do tipo walrassiano, foi efectuada em dois passos. Utilizámos o seguinte procedimento de informação limitada: primeiramente procurou-se estimar (isoladamente), a equação do salário real, em função, nomeadamente, dos excessos de procura de trabalho dados pelo modelo canónico e, num segundo passo, substituir as estimativas assim encontradas para o vector dos salários reais, num modelo análogo ao modelo canónico.

Todavia, os resultados foram manifestamente medíocres, não obstante se terem tomado como valores de partida (no processo de maximização da função de verosimilhança), os valores obtidos para as estimativas do modelo canónico. Com efeito, o primeiro passo forneceu como resultados (para o modelo sem taxa de desemprego), os seguintes:

$$\Delta \ln \hat{w}_t = 0.0382 (\ln \hat{L}_t^d - \ln \hat{L}_t^s)$$

(0.27)

$$\hat{\sigma} = 3.793 \% \quad R^2 = 0.059 \quad DW = 1.706 \quad \log L = 65.365,$$

e para o modelo com taxa de desemprego obtivemos:

$$\Delta \ln \hat{w}_t = 0.2847 (\ln \hat{L}_t^d - \ln \hat{L}_t^s)$$

(1.21)

$$\hat{\sigma} = 3.717 \% \quad R^2 = 0.009 \quad DW = 1.756 \quad \log L = 66.069,$$

tendo-se, consequentemente, valores para as estimativas dos coeficientes das funções procura e oferta sem qualquer significado.

Contudo, tal facto não nos surpreendeu, porquanto pensamos que a variação no salários real, em Portugal (nomeadamente no período em causa), devem-se, sobretudo, mais às expectativas que os trabalhadores (ou quem os representa) formulam sobre o comportamento dos preços (por forma a pelo menos manterem o seu poder de compra no mercado de bens), do que aos excessos de procura do mercado de trabalho. Esta avaliação seria corroborada

(como veremos seguidamente), pela estimação do modelo de Quandt e Rosen.

No modelo de salário nominal e preço endógeno (modelo de Quandt e Rosen), o processo de estimação utilizado foi, *mutatis mutandis*, semelhante ao que introduzimos no modelo geral de desequilíbrio. No primeiro passo utilizou-se o método 3SLS, relativo à estimação conjunta do bloco nominal do modelo: salários nominais e preços.

Devemos notar que este procedimento tem a vantagem de podermos entrar em linha de conta com os efeitos de interdependência existentes entre o mercado de produto e o mercado de trabalho, conforme fizemos referência na introdução desta dissertação.

No modelo correspondente ao primeiro passo as variáveis endógenas consideradas são, naturalmente, os índices de salário nominal e do preço, e as variáveis pré-determinadas os instrumentos: taxa de desemprego, produtividade do trabalho, índice de preços da importação e as variáveis endógenas desfasadas, todas em logaritmos.

A estimação do bloco nominal do modelo forneceu os seguintes resultados<sup>100</sup>:

$$\ln \hat{W}_t = 0.581 \ln W_{t-1} + 0.370 \ln p_t + 0.088 \ln PROD_t - 0.111 \ln U_t$$

(4.02)                      (2.20)                      (3.79)                      (3.23)

$$\hat{\sigma} = 3.002 \% \quad R^2 = 0.994 \quad DW = 1.645$$

$$\ln \hat{p}_t = 0.639 \ln p_{t-1} + 0.236 \ln W_t + 0.147 \ln \pi_t$$

(19.54)                      (8.56)                      (14.82)

$$\hat{\sigma} = 0.801 \% \quad R^2 = 0.999 \quad DW = 1.904.$$

---

<sup>100</sup> A análise às condições de estabilidade deste modelo permitiu concluir pela convergência do mesmo, porquanto os resultados obtidos para os valores próprios foram de 0.868 e 0.468, portanto inferiores à unidade.

os resultados obtidos permitem confirmar o que afirmámos anteriormente, ou seja, que a formação dos salários é, sobretudo, o resultado do processo interactivo com os preços, sendo maior a velocidade de ajustamento dos salários nominais do que a dos preços (desfasamento médio de 1.387 contra 1.770). Com efeito, bastam 0.277 trimestres para que se repercutam 50% dos efeitos totais sobre a taxa de salário nominal (de acordo com o desfasamento mediano), enquanto para os preços, para que se repercuta a mesma percentagem de efeitos totais são necessários 0.548 trimestres.

Em particular, o crescimento dos salários nominais depende da evolução crescente dos preços (elasticidade de longo prazo igual a 0.883), da evolução decrescente da taxa de desemprego (elasticidade de longo prazo, em valor absoluto, igual a 0.265), e, menos acentuadamente, da evolução crescente da produtividade do trabalho (elasticidade de longo prazo igual a 0.210).

Sobre o impacto e importância da taxa de desemprego na definição dos salários nominais, deve observar-se (de acordo com os resultados agora obtidos), que a curva de Phillips surge relativamente inclinada para a economia portuguesa, sendo importante a divergência (*trade-off*) entre inflação e desemprego, tal como já se defendeu em Marques (1990) e Costa (1990).

Por forma a evidenciarmos melhor este facto derivemos agora, analiticamente, a curva de Phillips. Para tal basta procedermos à determinação da forma final do modelo estimado anteriormente, obtendo-se<sup>101</sup>:

$$(0.931 - 1.220 L + 0.371 L^2) \ln W_t = (0.088 - 0.056 L) \ln PROD_t + \\ + (- 0.111 + 0.071 L) \ln U_t + 0.035 \ln pi_t$$

---

<sup>101</sup> Na verdade, não temos, efectivamente, uma relação entre a taxa de desemprego e a taxa de inflação, mas tão só, entre aquela taxa e o índice de preços (em logaritmos).



$$(0.931 - 1.220 L + 0.371 L^2) \ln p_t = 0.033 \ln PROD_t - 0.041 \ln U_t$$

$$(0.147 - 0.085 L) \ln \pi_t,$$

onde  $L$  é o operador de desfasamento.

A segunda equação do modelo anterior representa a curva de Phillips estimada para a economia portuguesa no período entre 1983II e 1991IV (com as devidas ressalvas apresentadas na nota de rodapé anterior), obtendo-se para a elasticidade de curto prazo da taxa de desemprego em relação ao nível de preços o valor de -0.041. No longo prazo, esta elasticidade é igual a -0.500, sendo, portanto, importante o *trade-off* existente entre inflação e desemprego.

No segundo passo da estimação do modelo de Quandt e Rosen utilizámos as estimativas encontradas no primeiro passo para definir o vector do índice de salários reais, registando-se:

Modelo sem taxa de desemprego:

Função Procura:

$$\ln \hat{L}_t^d = - 0.174 \ln \hat{w}_t + 0.704 \ln Q_{t-1} - 0.00388 t$$

(33.46)                      (10088.90)                      (137.36)

Função Oferta:

$$\ln \hat{L}_t^s = + 0.212 \ln \hat{w}_t + 0.995 \ln PA_t$$

(6.71)                      (1906.71)

$$(\log L = -50.233).$$

Modelo com taxa de desemprego:

Função Procura:

$$\ln \hat{L}_t^d = + 0.154 \ln w_t + 0.704 \ln Q_{t-1} - 0.00065 t$$

(0.39)                      (855.97)                      (2.15)

Função Oferta:

$$\ln \hat{L}_t^s = - 0.530 \ln w_t + 1.016 \ln PA_t - 0.074 \ln U_t$$

(0.65)                      (158.27)                      (3.22)

$$(\log L = -45.283).$$

Os resultados são, efectivamente, bons no que toca ao modelo sem taxa de desemprego, o mesmo já não se passando com o modelo com taxa de desemprego.

Com efeito, no modelo com taxa de desemprego, as estimativas para as elasticidades da procura e oferta de trabalho, relativamente à taxa de salário real, aparecem com sinais contrários ao que postula a Teoria Económica (ainda que não significativas estatisticamente), o que evidencia, desde logo, a questionável qualidade do ajustamento encontrado. Aliás, devemos notar que, semelhante situação se verificou no modelo canónico, ainda que neste os sinais para as estimativas das elasticidades em causa estivessem de acordo com o que postula a Teoria Económica, como se referiu anteriormente.

Esta situação parece sugerir que, no modelo de Quandt e Rosen, pelo facto de se considerar a taxa de desemprego como variável importante na explicação da taxa de salário nominal, se empobreceram as estimativas para os parâmetros das equações da procura e da oferta. Não obstante, o coeficiente associado à taxa de desemprego é estatisticamente significativo na definição do volume da oferta de trabalho, porquanto exerce um efeito negativo nesta última. Nestes termos, o próprio desemprego existente no mercado exerce um efeito dissuasor sobre a oferta de trabalho, a dois níveis: directamente e indirectamente. Neste último caso afecta negativamente a taxa de salário (*ceteris paribus*), permitindo assim combater o desemprego, também no sentido neoclássico.

quanto ao poder explicativo das regressões estimadas na definição da quantidade de trabalho transaccionada, tem-se, respectivamente, para as versões sem e com taxa de desemprego na oferta de trabalho:

$$\ln^{\wedge} L_t = 1.0091 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(4605.75)

$$\hat{\sigma} = 1.074 \% \quad R^2 = 0.948 \quad DW = 1.705 \quad \log L = 109.537$$

e,

$$\ln^{\wedge} L_t = 1.0122 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(3755.86)

$$\hat{\sigma} = 1.317 \% \quad R^2 = 0.963 \quad DW = 1.221 \quad \log L = 102.398.$$

Considerando agora as regressões anteriores com termo independente, de modo a podermos assim averiguar, com base no  $R^2$ , a aderência aos dados do modelo estimado de Quandt e Rosen, tem-se:

$$\ln^{\wedge} L_t = + 0.016 + 0.9979 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(0.05)

(24.74)

$$\hat{\sigma} = 1.056 \% \quad R^2 = 0.949 \quad \bar{R}^2 = 0.943 \quad DW = 2.033 \quad \log L = 110.640$$

para o modelo sem taxa de desemprego e, para o modelo com taxa de desemprego:

$$\ln^{\wedge} L_t = + 1.485 + 0.8324 \min (\ln^{\wedge} L_t^d , \ln^{\wedge} L_t^s)$$

(6.33)

(29.31)

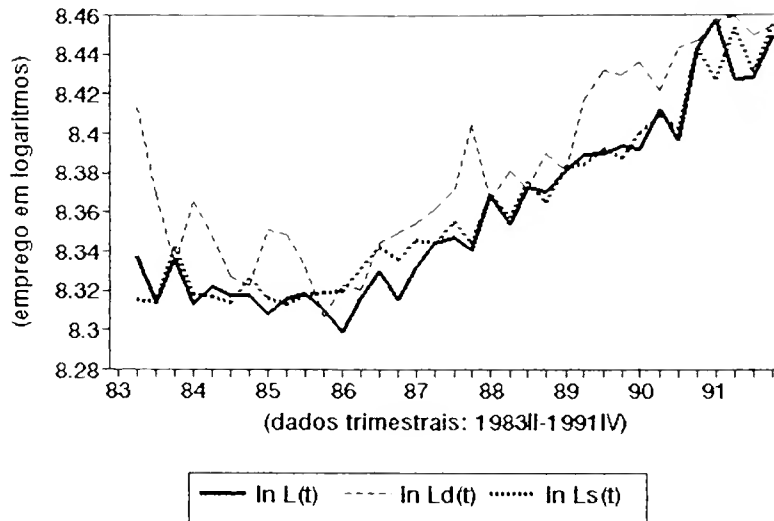
$$\hat{\sigma} = 0.898 \% \quad R^2 = 0.963 \quad \bar{R}^2 = 0.962 \quad DW = 2.288 \quad \log L = 116.315$$

Destas regressões podemos concluir que o modelo sem taxa de desemprego apresenta uma melhor aderência aos dados que o modelo com taxa de desemprego, resultado este, aliás, consonante quer com os valores obtidos para as estimativas dos coeficientes de cada um dos modelos apresentadas anteriormente, quer, consequentemente, com o traçado dos gráficos respectivos, i.e., os gráficos 15 e 16, apresentados na página seguinte.

Relativamente às probabilidades nos diferentes regimes, o gráfico 17, na página seguinte, expressa os excessos de procura no mercado

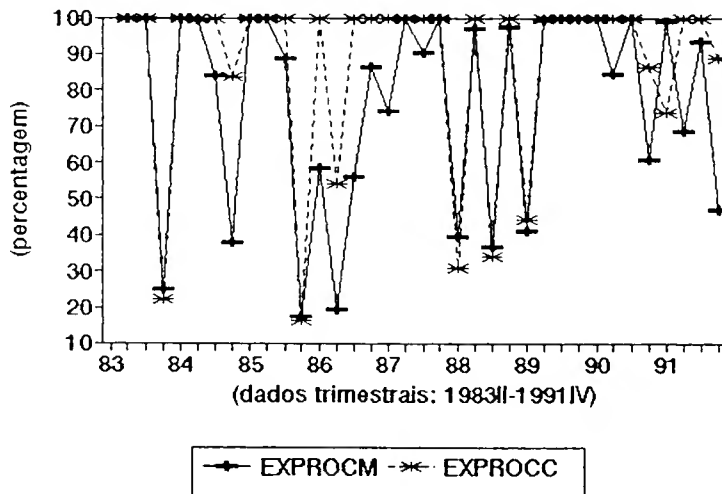
## Grafico 15

Modelo Quandt-Rosen (sem tx.desemprego)



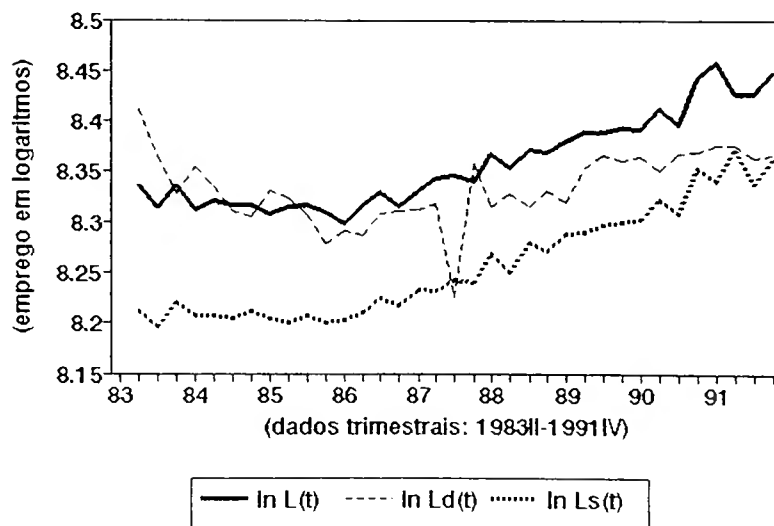
## Grafico 16

Modelo Quandt-Rosen (sem tx.desemprego)



## Grafico 17

Modelo Quandt-Rosen (com tx.desemprego)



de trabalho, quando na equação da oferta não é considerada a taxa de desemprego.

Quanto ao modelo com taxa de desemprego, pelo simples facto de as elasticidades da procura e oferta de trabalho aparecerem com sinais contrários ao que postula a Teoria Económica, não foi possível determinar os excessos de procura condicionais (*EXPROCC*)<sup>102</sup>, porquanto não se apresenta o gráfico correspondente.

No que respeita aos testes relativos à hipótese do mercado de trabalho em Portugal funcionar em equilíbrio, começou-se (à semelhança do que se fez para o modelo canónico), por ensaiar tal hipótese com base no teste de Davidson e Mackinnon. Este teste conduziu aos seguintes resultados:

Modelo sem taxa de desemprego:

$$\ln \hat{L}_t = + 0.220 \ln w_t + 0.193 \ln Q_{t-1} - 0.00085 t + 0.130 \ln PA_t - 0.583 E(\ln \hat{L}_t)$$

(1.65)                      (3.00)                      (1.78)                      (1.95)  
(0.81)

$$\hat{\sigma} = 0.962 \% \quad R^2 = 0.962 \quad \bar{R}^2 = 0.956 \quad DW = 2.277 \quad \log L = 115.581$$

No caso do modelo com taxa de desemprego não foi possível estimar a regressão anterior devido a problemas de multicolineariedade, igualmente presentes na estimação do modelo sem taxa de desemprego, ainda que menos acentuadamente.

Com efeito, no modelo sem taxa de desemprego a estimativa do coeficiente de correlação dos coeficientes estimados associados aos regressores  $\ln PA_t$  e  $E\{\ln \hat{L}_t\}$ , dada na matriz de correlações correspondente, é de -0.994 e, o coeficiente de correlação entre aquelas variáveis de 0.989 (0.986 no modelo com taxa de desemprego).

---

<sup>102</sup> Ver capítulo 2.

Da mesma forma que o efectuado no modelo canónico, foi feito o teste de Davidson e Mackinnon para cada uma das versões do modelo de Quandt e Rosen mas, eliminando agora a variável mais correlacionada com a variável correspondente ao parâmetro de teste ( $E\{\ln^{\wedge}L_t\}$ ), i.e., a variável  $\ln PA_t$ . Os resultados obtidos são os seguintes:

Modelo sem taxa de desemprego:

$$\ln^{\wedge}L_t = - 0.006 \ln w_t + 0.125 \ln Q_{t-1} - 0.00082 t + 0.821 E(\ln^{\wedge}L_t)$$

(0.09)                      (2.22)                      (1.65)                      (10.12)

$$\hat{\sigma} = 1.005 \% \quad R^2 = 0.957 \quad \bar{R}^2 = 0.952 \quad DW = 2.434 \quad \log L = 113.484$$

Modelo com taxa de desemprego:

$$\ln^{\wedge}L_t = - 0.019 \ln w_t + 0.089 \ln Q_{t-1} - 0.00102 t - 0.979 \ln U_t$$

(0.09)                      (2.22)                      (1.65)                      (0.55)

$$+ 0.883 E\{\ln^{\wedge}L_t\}.$$

(11.40)

$$\hat{\sigma} = 0.872 \% \quad R^2 = 0.968 \quad \bar{R}^2 = 0.964 \quad DW = 2.829 \quad \log L = 119.029$$

A partir dos resultados anteriores, verificamos que os coeficientes associados à variável  $E\{\ln^{\wedge}L_t\}$  são estatisticamente diferentes de zero, tendo em atenção os correspondentes rácios de Student. Assim sendo, e à semelhança do que sucedeu no modelo canónico, deveremos também aqui rejeitar a hipótese nula de que o mercado de trabalho agregado português funcionou em equilíbrio, aceitando-se a hipótese alternativa de que o mesmo operou em desequilíbrio.

Quanto à estimação dos modelos de regressão necessários à aplicação do teste de Bowden, foram obtidos os seguintes resultados:

Modelo sem taxa de desemprego:

$$\ln^{\wedge}w_t = + 0.557 \ln w_{t-1} + 0.076 \ln Q_{t-1} + 0.00225 t - 0.107 \ln PA_t$$

(3.05)                      (0.50)                      (1.96)                      (0.49)

$$\hat{\sigma} = 2.129 \% \quad R^2 = 0.913 \quad \bar{R}^2 = 0.904 \quad h = 0.367 \quad \log L = 84.766$$

Modelo com taxa de desemprego:

$$\begin{aligned} \ln \hat{w}_t = & + 0.347 \ln w_{t-1} + 0.015 \ln Q_{t-1} + 0.00117 t + 0.010 \ln PA_t \\ & (1.78) \qquad \qquad (0.10) \qquad \qquad (0.98) \qquad \qquad (0.05) \\ & - 0.105 \ln U_t. \\ & (2.23) \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma} = 2.000 \% \quad R^2 = 0.925 \quad \bar{R}^2 = 0.915 \quad h = 1.211 \quad \log L = 87.467.$$

De acordo com o teste de Bowden a hipótese do equilíbrio é aceite se o coeficiente associado a  $\ln w_{t-1}$  ( $\mu$ ) não é significativamente diferente de zero. No presente caso, este coeficiente é igual a 0.557 e 0.347, respectivamente para o modelo sem e com taxa de desemprego.

Em ambos os casos os rácios  $t$  correspondentes (3.05 e 1.78, respectivamente), demonstram a inclusão dos regressores associados (sobretudo no caso do modelo sem taxa de desemprego), i.e., permitem concluir pela rejeição da hipótese nula, portanto pela aceitação do desequilíbrio no mercado de trabalho em Portugal, tal como já tinha sucedido com o teste de Davidson e Mackinnon.

Os testes anteriores permitem ainda corroborar o que havia sido já dito a propósito do cálculo das probabilidades nos diferentes regimes, para o modelo sem taxa de desemprego (gráfico 17), concluindo-se então pelo desequilíbrio no mercado de trabalho no período em análise, em particular, registando-se predominantemente excessos de procura de trabalho no mercado português.

Em suma, quer no modelo canónico (com salários reais exógenos), quer agora no modelo de Quandt e Rosen (com salários nominais e preços endógenos), os testes efectuados permitem concluir pelo desequilíbrio no mercado de trabalho em Portugal, em particular, verificamos existirem predominantemente períodos de excesso de procura de trabalho.

por outro lado, e à semelhança do que apresentámos anteriormente, obtivemos para o modelo sem e com taxa de desemprego (respectivamente colunas 1 e 2 do quadro seguinte), as estimativas:

	(1)	(2)
$\hat{\sigma}$	0.174	0.154
$\hat{\theta}$	1.558	1.538
$\hat{\lambda}$	0.0001	0.0002
$\hat{\varepsilon}$	1.212	0.995
$\hat{\pi}$	0.995	1.016
$\hat{\vartheta}$	-	0.007

Desde já podemos apresentar algumas conclusões quanto aos resultados até agora obtidos. Momeadamente, verificamos que, com base nos testes estatísticos efectuados, é verosímil considerar (com grande probabilidade), que o mercado de trabalho em Portugal funcionou, entre o segundo trimestre de 1983 e o quarto trimestre de 1991, em desequilíbrio. Nestes termos, será provavelmente incorrecto analisar os factores determinantes da procura e da oferta neste mercado, a partir do modelo de equilíbrio walrasiano, inicialmente considerado como eventual arquétipo que poderia retratar a realidade do mercado de trabalho em Portugal.

Verificamos, igualmente, que existe maior verosimilhança de que os salários não são uma variável exógena na determinação da procura e oferta de trabalho mas, antes, resultam simultaneamente quer do comportamento dos preços, quer de outras variáveis, designadamente da produtividade do trabalho e da taxa de desemprego.

Assim, o modelo de Quandt e Rosen parece constituir o arquétipo que melhor modeliza o comportamento dos agentes económicos no mercado de trabalho português. Este resultado deve-se, fundamentalmente, ao facto do modelo de Quandt e Rosen apresentar a endogeneização do salário real, não como resultante dos excessos de procura no mercado (como trata o modelo geral, que, tal como



vimos, não se mostrou adequado ao estudo da realidade portuguesa), mas antes, porque considera o processo de formação do salário nominal e do preço como interdependente, em espiral. Neste sentido, porque o modelo canónico de desequilíbrio considera o salário real como exógeno, tal não deverá ser utilizado, porquanto não constitui o modelo mais apropriado ao estudo do mercado de trabalho português.

Seguidamente iremos proceder à estimação dos modelos de Chow e de Rudebusch, designadamente para podermos contrapor os resultados que obtivemos até aqui, com os que de seguida se apresentam, de forma a que se possa, eventualmente, tirar partido das vantagens de estimação (entre outras) destes modelos, apresentadas no capítulo 2.

#### 5.6.2.4 Os modelos de Chow e de Rudebusch

No que respeita à estimação do modelo de Chow (descrito no capítulo 2), o primeiro passo consistiu em estimar, pelo método OLS, as equações da forma reduzida do modelo, obtendo-se o que se apresenta na primeira parte do quadro 3, na página seguinte.

Nesta primeira parte do quadro 3, as colunas 1 e 3 dizem respeito à estimação da forma reduzida do modelo sem taxa de desemprego na equação da oferta (respectivamente para as variáveis volume de emprego e índice de salários reais, ambas em logaritmos), e as colunas 2 e 4 referem-se à estimação do mesmo tipo de equações em função destas variáveis endógenas, mas, considerando agora que a taxa de desemprego é uma variável incluída na explicação do volume de oferta de trabalho.

Quadro 3 Modelo de Chow  
Período de estimação: 1983:3-1991:4

Passo 1 (OLS)		(1)	(2)	(3)	(4)
Vars. endógenas:		ln L(t)	ln L(t)	ln w(t)	ln w(t)
ln L(t-1)		0.061 (0.41)	-0.008 (0.06)	0.118 (0.27)	0.147 (0.33)
ln w(t-1)		0.084 (1.70)	0.044 (0.93)	0.548 (3.69)	0.566 (3.56)
ln Q(t-1)		0.117 (1.44)	0.074 (0.97)	0.069 (0.28)	0.088 (0.35)
t (trend)		-0.00014 (0.21)	-0.00088 (1.36)	0.00283 (1.47)	0.00032 (1.45)
ln PA(t)		0.768 (7.39)	0.912 (8.38)	-0.215 (0.69)	-0.279 (0.77)
ln U(t)		-	-0.052 (2.687)	-	0.023 (0.35)
s*100		0.974	0.886	2.917	2.963
R <sup>2</sup>		0.962	0.969	0.874	0.875
R <sup>2</sup>		0.956	0.964	0.857	0.852
h-Durbin		-0.929	-2.712	-0.270	-0.517
Log L		111.918	115.761	74.624	74.700
Passo 2 (3SLS)			(1)		(2)
P	constante		-		-
R					
O	ln w(t)		-0.536 (1.03)		-1.846 (5.01)
C					
U	ln Q(t-1)		0.702 (595.69)		0.703 (789.45)
R					
A	t (trend)		-0.00127 (0.35)		0.00806 (6.69)
	s*100		1.694		3.733
	R <sup>2</sup>		0.862		0.537
	DW		1.851		1.123
O	constante		-		-
F					
E	ln w(t)		0.224 (26.00)		0.0046 (0.13)
R					
T	ln PA(t)		0.994 (6377.03)		1.010 (433.28)
A					
	ln U(t)		-		-0.0541 (6.69)
	s*100		0.342		0.293
	R <sup>2</sup>		0.994		0.996
	DW		1.872		0.706

verificamos, a partir daquele quadro, que as estimativas para a matriz  $\Theta$  (que apresenta os parâmetros que caracterizam o processo de ajustamento parcial, dos níveis efectivos das variáveis endógenas aos seus níveis desejados), são, respectivamente para o modelo sem e com taxa de desemprego na equação da oferta:

$$\hat{\Theta}_1 = \begin{bmatrix} 0.939 & -0.084 \\ -0.118 & 0.452 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad \hat{\Theta}_2 = \begin{bmatrix} 1.008 & -0.044 \\ -0.149 & 0.434 \end{bmatrix} .$$

Consequentemente, têm-se como equações características, respectivamente,  $\lambda^2 - 1.391\lambda + 0.423 = 0$  e  $\lambda^2 - 1.442\lambda + 0.430 = 0$ , e como raízes dos polinómios característicos associados, os valores próprios:  $\lambda_1 = 0.942$  e  $\lambda_2 = 0.449$ , para o modelo sem taxa de desemprego e,  $\lambda_1 = 1.021$  e  $\lambda_2 = 0.421$ , para o modelo com taxa de desemprego.

Nestes termos, verifica-se que no primeiro caso tais valores próprios são inferiores à unidade, obtendo-se assim um modelo convergente, enquanto no segundo caso (modelo com taxa de desemprego), tal não sucede (ainda que não acentuadamente), tendo-se assim um modelo *relativamente* divergente.

Deste modo, tomando apenas estas estimativas dos valores próprios relativos às matrizes anteriores, fornecidas pela estimação do primeiro passo do modelo de Chow, também neste caso poderemos dizer que o modelo sem taxa de desemprego fornece melhores resultados que o modelo com taxa de desemprego.

Por outro lado, analisando agora em particular as matrizes  $\hat{\Theta}_1$  e  $\hat{\Theta}_2$  que caracterizam a intensidade do ajustamento das variáveis endógenas  $\ln l_t$  e  $\ln w_t$ , poderemos afirmar que é mais forte e rápida a velocidade de ajustamento destas variáveis relativamente aos seus níveis de equilíbrio, do que as interacções entre cada uma destas variáveis (elementos da diagonal secundária das matrizes anteriores). Em particular, para o volume de trabalho, já

que a taxa de salário real apresenta uma relativa inércia no seu processo de ajustamento, de acordo com o segundo elemento da diagonal principal daquelas matrizes.

No segundo passo do modelo de Chow, utilizaram-se as estimativas obtidas no passo anterior, para definirem os vectores do volume de trabalho e salários reais, procedendo-se, de seguida, à aplicação do método 3SLS (à semelhança do efectuado para o modelo de equilíbrio), i.e., tomaram-se como instrumentos no processo de estimação por este método de variáveis instrumentais: o nível de produto (desfasado de um período), a população activa (e a taxa de desemprego, no caso do modelo com taxa de desemprego), em logaritmos, e a variável "tempo", em nível. Os resultados deste segundo passo apresentam-se na segunda parte do quadro 3.

De um modo geral, os resultados são relativamente aceitáveis. Ainda que nem todos os parâmetros sejam estatisticamente significativos, como acontece com a elasticidade da procura de trabalho em relação à taxa de salário real e com o coeficiente associado à variável "tempo" (no caso do modelo sem taxa de desemprego), bem como da elasticidade da oferta de trabalho em relação à taxa de salário real (no caso do modelo com taxa de desemprego), os sinais dos coeficientes estimados estão correctos, à excepção do coeficiente associado à variável "tempo", na função procura de trabalho do modelo com taxa de desemprego.

Por outro lado, o erro médio percentual ou desvio-padrão da equação da procura, no modelo com taxa de desemprego, é superior ao desvio-padrão do modelo sem taxa de desemprego (3.733% contra 1.694%). Simultaneamente, verificamos que o ajustamento da procura de trabalho no modelo sem taxa de desemprego é superior ao ajustamento desta variável no modelo com taxa de desemprego, resultado este, aliás, consonante com obtido pelos modelos de desequilíbrio com condição de mínimo, estimados na secção anterior.

Na página seguinte apresentam-se os gráficos 18 e 19, respectivamente para o modelo sem taxa de desemprego e para o modelo com taxa de desemprego, para os quais se pode verificar a qualidade dos ajustamentos obtidos pela estimação do modelo de Chow, para a economia portuguesa.

Por fim obtivemos as seguintes estimativas:

	(1)	(2)
$\hat{\sigma}$	0.536	1.846
$\hat{\theta}$	2.795	0.740
$\hat{\lambda}$	0.0004	0.0130
$\hat{\varepsilon}$	1.224	1.005
$\hat{\pi}$	0.994	1.010
$\hat{\vartheta}$	-	0.005

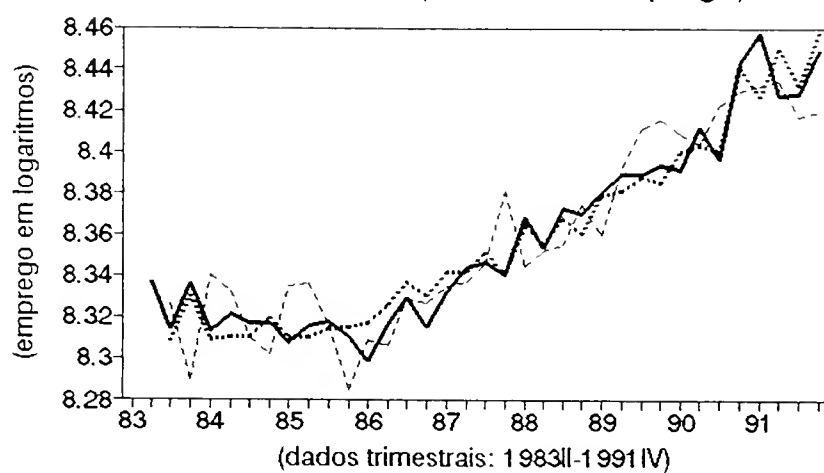
No caso do modelo de Rudebusch, a filosofia de tratamento dos dados é relativamente análoga à dos tradicionais modelos de desequilíbrio com equação de mínimo, descritos no capítulo 2, ainda que os processos de estimação utilizados sejam diferentes, tal como vimos.

Todavia, enquanto nos modelos de desequilíbrio tradicionais não era considerado, *a priori*, um mecanismo que permitisse partir a amostra entre regimes de procura e de oferta de trabalho, no modelo de Rudebusch, ao invés, é necessário considerar previamente um conjunto de informação, para além da amostra, por forma a que seja possível associar os dados aos diferentes regimes.

A partição da amostra no modelo de Rudebusch foi feita, aliás, a partir do que já tinha sido sugerido aquando da apresentação, no capítulo 2, à semelhança do indicado por Rudebusch (1986). Nestes termos, foram tomadas duas vias alternativas (ou ensaios), por forma a efectuar a referida partição amostral, ambas a partir da

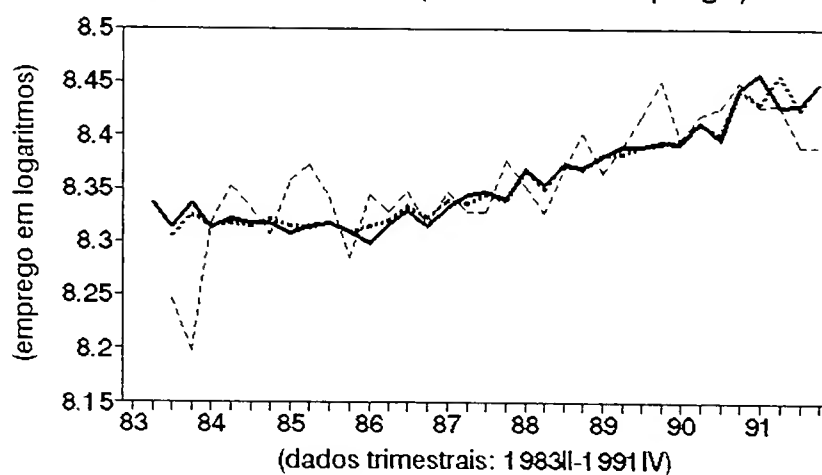
## Grafico 18

Modelo de Chow (sem tx. desemprego)



## Grafico 19

Modelo de Chow (com tx. desemprego)



consideração de uma "taxa natural de desemprego", como variável de partição da amostra.

Assim, enquanto no primeiro ensaio (E 1) se considerou uma taxa natural de desemprego relativamente *ad-hoc* (cerca da média da taxa de desemprego oficial, no período considerado, i.e., 7%), como variável indicatriz (ou de partição) do regime em causa, o segundo ensaio (E 2) consistiu em estimar uma taxa natural de desemprego para a economia portuguesa, de acordo com um procedimento muito simples, relativamente próximo do utilizado por Marques (1990) e por Lebrun (1991).

No cálculo da taxa natural de desemprego utilizada em E 2, foi estimado um modelo conjunto de salários nominais e preços, à semelhança do efectuado no primeiro passo do modelo de Quandt e Rosen. Todavia, agora tomaram-se como variáveis instrumentais: os índices de salários nominais e de preços, a produtividade do trabalho e o índice de preços das importações, todas em logaritmos. Assim, restou somente como variável endógena, a taxa de desemprego.

Note-se que, neste modelo não foram considerados como regressores as variáveis endógenas desfasadas, do primeiro passo do modelo de Quandt e Rosen, porquanto não faz sentido utilizar este tipo de variáveis na derivação da taxa natural de desemprego, de acordo com a metodologia seguida<sup>103</sup>.

Com efeito, no longo prazo, sendo a taxa de salário nominal função das expectativas do nível de preços ( $p_t^e$ ), da taxa de desemprego ( $U_t$ ) e de outras variáveis (em particular da produtividade média do trabalho,  $PROD_t$ ), a condição de equilíbrio sugere que as expectativas se devem realizar, i.e.,  $p_t^e = p_t$  e, também,  $W_t^e = W_t$ . Neste sentido, ao modelo conjunto de salários nominais e preços seguinte, assim obtido:

---

<sup>103</sup> Vd. Marques (1990) e Lebrun (1991).

$$\ln \hat{W}_t = - 0.403 \ln U_t + 0.278 \ln PROD_t + 0.808 \ln p_t$$

(4.69)                      (4.64)                      (9.21)

$$\hat{\sigma} = 5.051 \% \quad R^2 = 0.982 \quad DW = 0.851$$

$$\ln \hat{p}_t = 0.153 \ln pi_t + 0.750 \ln W_t ,$$

(3.79)                      (30.77)

$$\hat{\sigma} = 3.171 \% \quad R^2 = 0.991 \quad DW = 0.553 ,$$

deverá a primeira equação ser resolvida em ordem à taxa de desemprego, obtendo-se desta forma a taxa de desemprego compatível com um crescimento dos salários não acelerador da inflação, i.e., a taxa natural de desemprego ( $U_t^*$ ).

No quadro 4 da página seguinte apresentam-se as estimativas obtidas para o modelo de Rudebusch, a partir do que se expôs anteriormente.

As colunas 1 e 2 dizem respeito, respectivamente, à estimação do modelo sem e com taxa de desemprego, considerando o primeiro ensaio (E 1:  $U_t^* = 7\%$ ,  $\forall t$ ), e as colunas 3 e 4 referem-se às estimativas encontradas para as funções de procura e de oferta de trabalho, respectivamente para os modelos sem e com taxa de desemprego, de acordo com o procedimento adoptado anteriormente na derivação da taxa natural de desemprego (segundo ensaio, E 2).

De um modo geral poderemos dizer que os resultados obtidos para a estimação do modelo de Rudebusch, aplicado aos dados portugueses, são relativamente fracos.

Com efeito, na estimação da função procura de trabalho, quer o primeiro ensaio quer o segundo ensaio, forneceram resultados pouco animadores. Assim, verificamos que grande parte das variáveis que presumivelmente seriam determinantes na explicação da procura de trabalho (tal como foi evidenciado pelos modelos de desequilíbrio que estimámos anteriormente), aparecem agora como não sendo estatisticamente significativas, ou, como apresenta o segundo ensaio, com sinais contrários ao que se esperava à partida. Em particular, as estimativas obtidas para as elasticidades da procura de traba-



Quadro 4 Modelo de Rudebusch  
Período de estimação: 1983:3-1991:4

		(1)	(2)	(3)	(4)
		E 1		E 2	
constante		-	-	-	-
P R O C U R A	$\ln w(t)$	-0.017 (0.20)	-0.017 (0.20)	0.162 (0.83)	0.162 (0.83)
	$\ln Q(t-1)$	0.178 (1.38)	0.178 (1.38)	0.191 (1.40)	0.191 (1.40)
	$t$ (trend)	-0.00012 (0.10)	-0.00012 (0.10)	-0.00231 (1.23)	-0.00231 (1.23)
	$\ln U(t-1)$	0.745 (4.03)	0.745 (4.03)	0.728 (3.35)	0.728 (3.35)
	$ED(t)(\ln U^* - \ln U)$	0.046 (0.99)	0.046 (0.99)	-0.216 (1.31)	-0.216 (1.31)
	$ED(t-1)(\ln U^* - \ln U)$	-0.090 (1.95)	-0.090 (1.95)	0.058 (0.72)	0.058 (0.72)
	$s*100$	1.566	1.566	1.625	1.625
	$R^2$	0.906	0.906	0.900	0.900
	$R^2$	0.889	0.889	0.882	0.882
	h-Durbin	-2.263	-2.263	-2.848	-2.848
	Log L	96.381	96.381	95.118	95.118
constante		-	-	-	-
O F E R T A	$\ln w(t)$	0.070 (1.94)	0.011 (0.27)	0.155 (4.80)	0.001 (0.02)
	$\ln PA(t)$	0.892 (7.99)	0.943 (8.83)	0.782 (6.36)	0.941 (8.84)
	$\ln U(t)$	-	-0.035 (2.26)	-	-0.051 (4.09)
	$\ln U(t-1)$	0.107 (0.95)	0.064 (0.60)	0.214 (1.73)	0.069 (0.65)
	$ES(t)(\ln U^* - \ln U)$	0.037 (0.77)	0.004 (0.08)	0.026 (0.23)	0.120 (1.30)
	$ES(t-1)(\ln U^* - \ln U)$	0.068 (1.34)	0.050 (1.04)	0.104 (0.93)	0.053 (0.58)
	$s*100$	0.949	0.888	1.105	0.889
	$R^2$	0.964	0.969	0.952	0.969
	$R^2$	0.959	0.964	0.945	0.963
	h-Durbin	-1.423	-2.747	-0.436	-2.511
	Log L	112.810	115.658	107.644	115.615

lho em relação à taxa de salário real, com valores positivos, portanto, em contradição com o que ensina a Teoria Económica.

Pensamos que a fraca qualidade dos resultados obtidos se deve a eventuais problemas de multicolineariedade e de autocorrelação existentes na função procura. Com efeito, os  $t$ -rácios são reduzidos e os coeficientes de determinação são relativamente elevados, ao mesmo tempo que os valores para a estatística  $h$  de Durbin, para um processo  $AR(1)$ , nas variáveis residuais, estão na zona de aceitação da autocorrelação residual.

Por outro lado, as estimativas para os coeficientes associados aos excessos de procura, no primeiro ensaio, não só apresentam valores contrários aos esperados, como também os rácios de *Student* associados são de reduzida magnitude. Todavia, no segundo ensaio, os sinais destas estimativas estão de acordo com o esperado, embora os excessos de procura continuem a não ser estatisticamente significativos. Em ambos os casos, quer o primeiro ensaio quer o segundo ensaio, evidenciam custos de ajustamento relativos, do lado da procura de trabalho, de acordo com os resultados obtidos para a significância estatística da variável endógena desfasada.

Em relação aos resultados obtidos para a estimação da oferta de trabalho, de um modo geral são igualmente fracos. Não obstante, na coluna 3 (estimativas obtidas pelo segundo ensaio para o modelo sem taxa de desemprego), a qualidade estatística dos resultados obtidos é relativamente aceitável, dado que não parecem evidentes nem problemas de autorrelação residual ( $h$  de Durbin igual a  $-0.436$ ), nem de multicolineariedade (rácios  $t$  relativamente significativos). Contudo, não são significativos os excesso de oferta, ainda que os coeficientes associados apresentem os sinais correctos (excepto no caso destas variáveis desfasadas).

Em suma, a qualidade dos resultados obtidos pela estimação do modelo de Rudebusch não só é fraca, como também não foi possível (contrariamente ao verificado nos modelos anteriores), evidenciar

o desequilíbrio no mercado de trabalho em Portugal.

Nos gráficos 20, 21, 22 e 23, das páginas seguintes, dá-se conta dos ajustamentos correspondentes, de acordo com a informação contida, respectivamente nas colunas 1, 2, 3 e 4, do quadro 4.

De acordo com opção tomada anteriormente, quanto aos resultados obtidos para a estimação do modelo sem taxa de desemprego, pelo segundo ensaio (no quadro 4 a coluna 3), obtivemos, à semelhança do que se fez nos modelos anteriores, os seguintes ajustamentos:

$$\ln^{\wedge}L_t = 1.0006 \min (\ln^{\wedge}L_t^d , \ln^{\wedge}L_t^s)$$

(4085.54)

$$\hat{\sigma} = 1.193 \ \% \ R^2 = 0.934 \ \text{DW} = 2.346 \ \log L = 102.838,$$

e, quando é considerado o termo independente na relação anterior:

$$\ln^{\wedge}L_t = - 0.118 \ + \ 1.0150 \min (\ln^{\wedge}L_t^d , \ln^{\wedge}L_t^s)$$

(0.30)                      (21.35)

$$\hat{\sigma} = 1.210 \ \% \ R^2 = 0.934 \ \bar{R}^2 = 0.932 \ \text{DW} = 2.370 \ \log L = 102.884$$

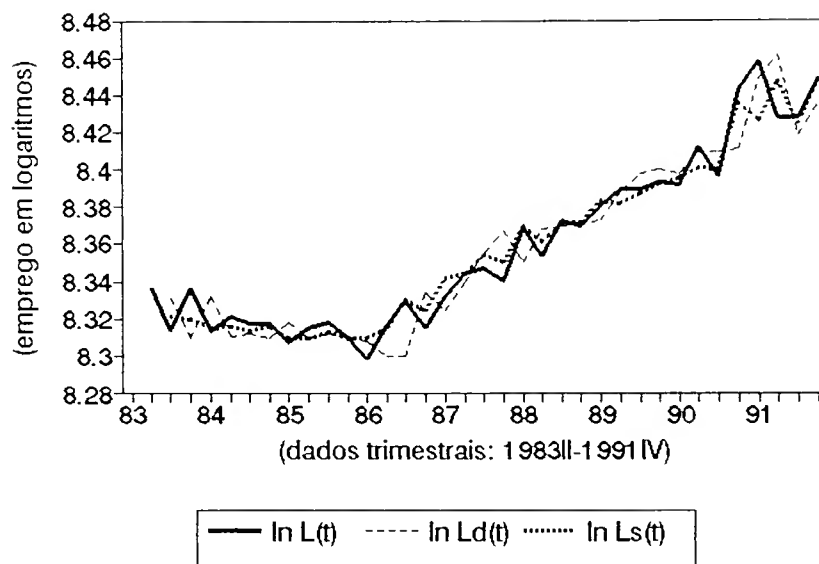
Por último, e à semelhança do que se fez anteriormente, obtiveram-se as seguintes estimativas de longo prazo:

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\hat{\sigma}$	0.007	0.007	-0.596	-0.596
$\hat{\theta}$	1.437	1.437	15.057	15.057
$\hat{\lambda}$	0.000	0.000	-0.001	-0.001
$\hat{\varepsilon}$	1.008	1.001	1.197	2.074
$\hat{\pi}$	0.999	1.007	0.995	1.011
$\hat{\vartheta}$	-	0.000	-	0.001

No próximo capítulo apresentam-se as conclusões desta dissertação, discutindo-se os principais resultados obtidos. Por outro lado, fazemos, igualmente, uma referência às limitações deste trabalho e à metodologia aplicada, indicando futuros temas de investigação, que possam abordar outras questões igualmente pertinentes no estudo mercado de trabalho, que não analisámos.

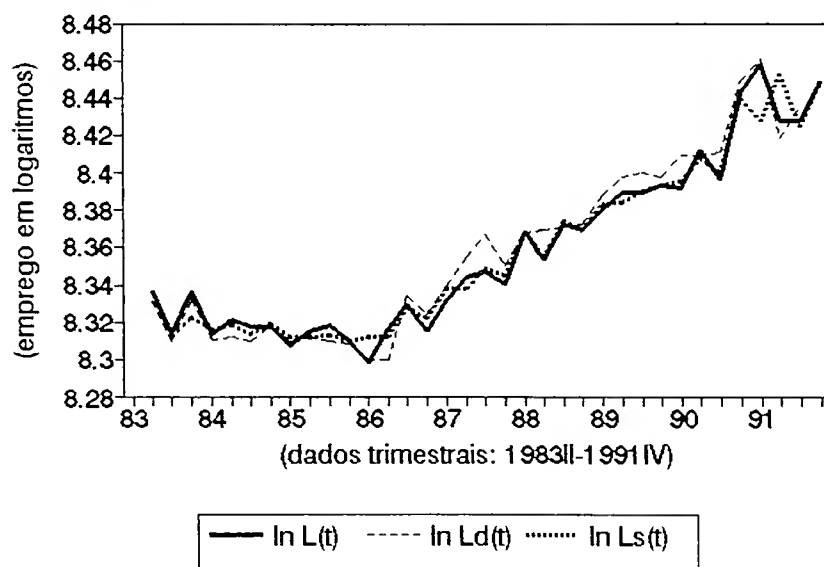
## Grafico 20

Modelo Rudebusch (sem tx.desemp. E 1)



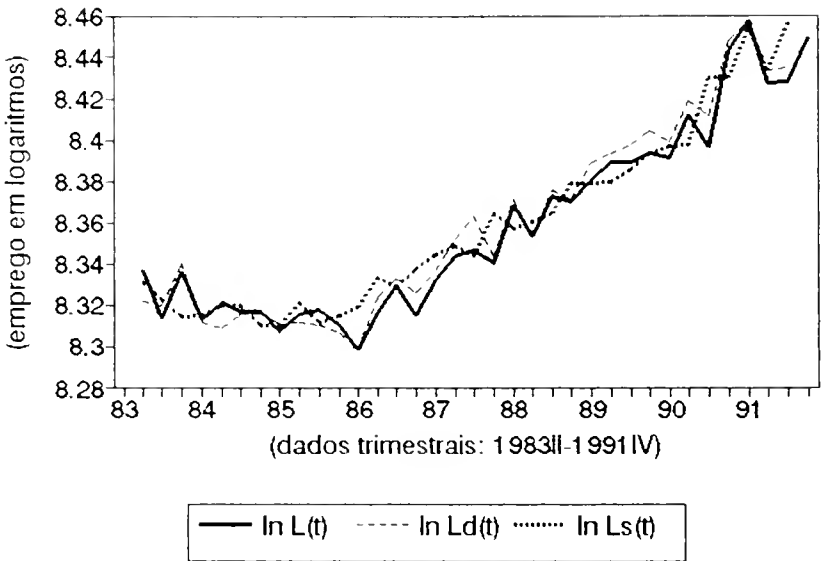
## Grafico 21

Modelo Rudebusch (com tx. desemp. E 1)



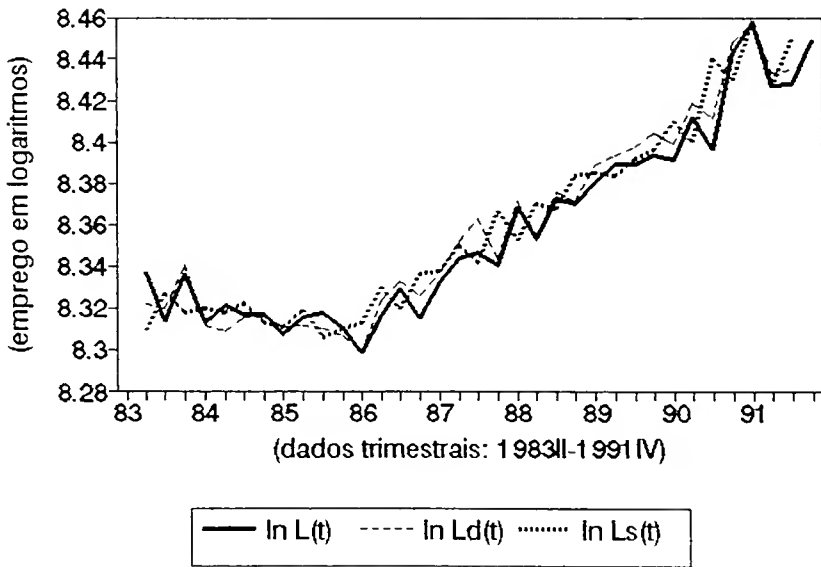
## Grafico 22

Modelo Rudebusch (sem tx.desemp. E 2)



## Grafico 23

Modelo Rudebusch (com tx.desemp. E 2)



## 5 Conclusões

Após a estimação dos diferentes modelos econométricos, pudémos concluir que, de facto, a metodologia do desequilíbrio é adequada ao estudo do mercado de trabalho, nomeadamente quando o objectivo é determinar as variáveis explicativas da procura e da oferta de trabalho, em situação de desequilíbrio no mercado.

Nestes termos, a metodologia utilizada apresenta-se não só bastante pertinente (como procurámos teoricamente esclarecer, na primeira parte da dissertação), como apropriada e correcta, em particular também no caso da análise à realidade portuguesa, como comprovam os resultados empíricos obtidos na segunda parte deste trabalho.

Aceitando, assim, o instrumental estatístico utilizado, podemos afirmar que o mercado de trabalho (agregado) em Portugal funcionou, com efeito, em desequilíbrio (ou, se antes preferirmos, em equilíbrio com racionamento), registando-se, com maior frequência, períodos de excesso de procura de trabalho.

Esta conclusão é confirmada pelo facto da taxa de desemprego registada pela nossa economia ter sido frequentemente inferior à taxa natural de desemprego, evidenciando, assim, o sobre-emprego do factor de produção "trabalho". Esta situação deveu-se, fundamentalmente, ao acentuado crescimento económico que caracterizou a economia portuguesa na última década.

As conclusões anteriores retiram-se, quer considerando o modelo de desequilíbrio com salário real exógeno (o "nosso" modelo canónico), quer tendo em conta o modelo de desequilíbrio com salário nominal e preço endógeno, como é o caso do modelo de Quandt e Rosen.

com efeito, nestes modelos foi possível concluir (com base nos testes estatísticos apresentados), que o mercado de trabalho em Portugal operou, provavelmente, entre o segundo trimestre de 1983 e o quarto trimestre de 1991, com maior frequência em desequilíbrio, sendo assim, proventura incorrecto analisar os factores determinantes da procura e da oferta de trabalho neste mercado, a partir do modelo de equilíbrio walrassiano.

Dos resultados que obtivemos para a economia portuguesa, concluimos que os salários não são, provavelmente, uma variável exógena na determinação da procura e oferta de trabalho. Os salários resultam, antes, e simultaneamente, quer do comportamento dos preços, quer de outras variáveis, designadamente da produtividade do trabalho e da taxa de desemprego.

Verificámos ainda que o modelo de Quandt e Rosen constitui, provavelmente, o arquétipo que melhor modeliza o comportamento dos agentes económicos no mercado de trabalho português. Este resultado deve-se ao facto deste modelo apresentar, em termos endógenos, o salário real, não como resultante dos excessos de procura no mercado (como trata o modelo geral de desequilíbrio, o qual, como vimos, não se mostrou adequado ao estudo da realidade portuguesa), mas antes porque considera o processo de formação do salário nominal e do preço como interdependente, em espiral.

Neste sentido, porque o modelo de desequilíbrio na forma canónica considera o salário real como exógeno, tal não deverá ser utilizado, porquanto não constitui o modelo mais apropriado ao estudo do mercado de trabalho português.

Por outro lado, o modelo de Quandt e Rosen para além de considerar, de forma endógena, o tratamento do salário e do preço (modelizando, assim, o bloco nominal da economia, no que interessa ao mercado de trabalho), tem a dupla vantagem de possibilitar quer a determinação da curva de Phillips, quer a taxa natural de

desemprego, ainda que neste último caso tenhamos que admitir algumas hipóteses adicionais, tal como foi apresentado aquando da estimação do modelo de Rudebusch.

A determinação da curva de Phillips, ou mais correctamente da relação entre as variáveis, taxa de desemprego e índice de preços (ambas em logaritmos), efectuada a partir da estimação do modelo de Quandt e Rosen, permitiu concluir pela existência de um relativo *trade-off* entre a inflação (ou evolução de preços, se preferirmos), e o desemprego, em particular no longo prazo.

Devemos realçar que este resultado é, no entanto, contrário ao que postulam os autores neoclássicos, os quais defendem, como é conhecido, a existência de uma curva de Phillips totalmente vertical, i.e., pelo menos no longo prazo a taxa de inflação seria independente da taxa de desemprego, e inversamente. Não obstante, o resultado agora obtido não nos supreende, quer porque a resultados idênticos chegaram outros autores no estudo do caso português<sup>104</sup>, quer, sobretudo, porque estes resultados são obtidos a partir da estimação de um modelo de desequilíbrio, portanto, não resultam da estimação de um modelo de equilíbrio, tal como é próprio dos autores neoclássicos.

Relativamente à determinação da taxa natural de desemprego (variável *indicatriz* no modelo de Rudebusch), o processo utilizado foi extremamente simples, seguindo-se de perto o que se apresenta nos trabalhos de Marques (1990) e de Lebrun (1991).

Não obstante, o procedimento utilizado não proporcionou bons resultados, dado que as estimativas obtidas, em particular para os parâmetros das funções procura de trabalho, no modelo de Rudebush, são relativamente medíocres, ainda que menos no modelo sem taxa de desemprego.

---

<sup>104</sup> Vd. por exemplo Marques (1990) e Costa (1990).



Por outro lado, esta não adequabilidade do modelo de Rudebusch manifestou-se, aliás, pela não significância estatística das variáveis artificiais, consideradas para "indicar" os excessos de procura ou de oferta, presumivelmente afectos ao mercado de trabalho em Portugal.

Vimos igualmente que, quando consideramos a taxa de desemprego como variável determinante da oferta de trabalho (modelo com taxa de desemprego), a significância estatística dos coeficientes associados aos regressores na equação da oferta reduzia-se. Não obstante, a elasticidade da oferta de trabalho relativamente à taxa de desemprego era sempre significativa (excepto no modelo de Rudebusch), portanto, diferente de zero em todos os modelos apresentados. Isto significa que, não só o aumento da oferta de trabalho determina directamente (*ceteris paribus*) o crescimento da taxa de desemprego (involuntário), como por sua vez esta condiciona aquela, na medida em que aumentando a probabilidade de não arranjar emprego (por ter aumentado a taxa de desemprego no mercado), reduz-se a oferta de trabalho. Deste modo, as duas forças tendem a autorregular-se<sup>105</sup>.

Nestes termos, preferimos os modelos que na equação da oferta de trabalho não consideram a taxa de desemprego, dando assim maior importância aos resultados obtidos pelos modelos sem taxa de desemprego, i.e., pelos modelos mais parcimoniosos.

Com efeito, nestes modelos, não só todos os coeficientes são estatisticamente significativos, quer na equação da oferta quer na equação da procura de trabalho (excepto nos casos da estimativa para a elasticidade da procura de trabalho em relação à taxa de salário real, e do coeficiente associado à variável "tempo", no

---

<sup>105</sup> A idênticas conclusões chegou Devillé (1982) para a economia belga. Aliás, devemos realçar o facto de que os valores que obtivemos para as elasticidades da oferta de trabalho em relação à taxa de desemprego, para a economia portuguesa, são muito próximos dos obtidos por aquele autor para a Bélgica.

modelo de Chow, ou dos coeficientes obtidos pelo modelo de Rudebusch, como já assinalado), como também apresentam os sinais correctos em relação ao que postula a Teoria Económica. Consequentemente, a qualidade dos ajustamentos obtidos é superior à dos modelos com taxa de desemprego, não obstante se possa cometer algum erro de especificação, por não considerarmos esta taxa como variável determinante na função oferta de trabalho.

Deste modo, considerando agora apenas os resultados fornecidos pelos modelos de desequilíbrio sem taxa de desemprego (excluindo, igualmente, os resultados do modelo de Rudebusch), poderemos apresentar algumas conclusões quanto às características mais relevantes das funções de produção e de utilidade utilizadas, respectivamente na derivação das funções procura e oferta de trabalho.

No que toca às funções de produção, poderemos dizer que estas se caracterizam por registarem rendimentos crescentes à escala, por fornecerem elasticidades de substituição entre os factores capital e trabalho inferiores à unidade, e por apresentarem taxas de crescimento do progresso técnico estatisticamente significativas (excepto no caso do modelo de Chow), sendo o sinal do coeficiente associado à variável "tempo", na equação da procura de trabalho, sempre correcto, i.e., negativo.

Ao invés, no caso do modelo de equilíbrio walrassiano, estimam-se rendimentos decrescentes à escala e a elasticidade de substituição entre o capital e o trabalho é de 0.876, sendo portanto muito superior à registada pelos modelos de desequilíbrio (em média de 0.434). Ou seja, nos modelos de desequilíbrio "custa" mais substituir capital por trabalho do que no modelo de equilíbrio; em média, esse "custo" é superior ao dobro, aliás, resultado conso-nante com o esperado *a priori*.

por outro lado, no caso do modelo de equilíbrio walrassiano, o sinal do parâmetro associado à variável "tempo" (na equação da procura de trabalho), é positivo, o que contraria os ensinamentos da Teoria Económica.

No que respeita às características mais importantes das funções de utilidade utilizadas na derivação das funções oferta de trabalho, deve realçar-se o valor médio obtido para a elasticidade de substituição entre lazer e trabalho nos modelos de desequilíbrio (aproximadamente de 1.201), o qual compara com valor relativamente idêntico, obtido no modelo de equilíbrio, i.e., 1.222. Nestes termos, é praticamente igual o "custo" de substituir lazer por trabalho nos modelos de desequilíbrio e no modelo de equilíbrio.

Um outro ponto que deveremos salientar é o da opção pelos tradicionais modelos de desequilíbrio com equação de mínimo, em detrimento dos modelos de desequilíbrio do tipo do modelo de Rudebusch, ou mesmo do modelo de Chow.

Com efeito, podemos concluir, a partir dos resultados obtidos, que os tradicionais modelos de desequilíbrio com equação de mínimo constituem os arquétipos que melhor podem retratar a situação do mercado de trabalho em Portugal.

Ainda que nestes últimos modelos os métodos de estimação utilizados não sejam os tradicionais métodos econométricos, existindo a possibilidade de o investigador deparar com alguns problemas de estimação (analisados na secção 2.5), acontece que nos modelos de desequilíbrio com equação de mínimo (ao contrário dos modelos de Chow e de Rudebusch), não é imposta *a priori*, quer a hipótese de existir um ajustamento do tipo parcial (simétrico) para o emprego e salários reais, entre os respectivos níveis de desequilíbrio e de equilíbrio, quer a existência de qualquer outro tipo de informação *a priori*, que permita classificar as observações nos diferentes regimes, como é o caso no modelo de

Rudebusch.

por outro lado, os modelos de desequilíbrio com equação de mínimo apresentam directamente uma especificação do racionamento no mercado, inexistente, por exemplo, no modelo de Chow.

Todavia, a utilização daqueles modelos exige que se considere, previamente, a hipótese da normalidade das variáveis residuais, de modo a que sejam estimados por métodos de máxima verosimilhança, aumentando assim, em consequência, a dificuldade dos métodos econométricos utilizados na sua estimação.

Ao invés, os modelos de Chow e de Rudebusch recorrem na sua estimação ao método dos mínimos quadrados, ou seja a um procedimento indiscutivelmente mais simples de utilizar. Por exemplo, mesmo a utilização do modelo de Chow, como modelo estimado em dois passos, tem a vantagem de produzir estimativas mais robustas que os tradicionais modelos de desequilíbrio, com equação de mínimo, ainda que menos eficientes que as dadas por aqueles.

Provavelmente por isto, e porque, igualmente, não é imposta *a priori* qualquer forma *estranha* de partir a amostra entre regimes, é que as estimativas que obtivemos pelos tradicionais modelos de desequilíbrio, se apresentam, de um modo geral, mais consonantes com o que se poderia esperar *a priori*. Este resultado, deverá, porventura, não *favorecer* a utilização dos modelos de Chow ou de Rudebusch no estudo do mercado de trabalho, em lugar dos tradicionais modelos de desequilíbrio.

Em suma, do exposto anteriormente poderemos concluir pela existência de desequilíbrio no mercado de trabalho em Portugal, no período a que respeita o estudo empírico efectuado (de 1983 II a 1991 IV), caracterizando-se o referido mercado por apresentar, com elevada frequência, períodos de excesso de procura de trabalho.

Paralelamente ao facto de se terem verificado, com grande probabilidade, excessos de procura de trabalho no mercado português, no período em análise registou-se um crescimento, relativamente constante, do nível de preços.

Ainda que não tivéssemos estimado o mercado de produto (a partir do qual se obteria o nível de preços da economia), em simultâneo com o mercado de trabalho (dado apenas termos utilizado uma análise em "desequilíbrio parcial"), a simples observação do cronograma da série do nível de preços, e das estimativas obtidas para o bloco nominal do modelo de Quandt e Rosen, permitem afirmar (com alguma plausibilidade), que também o mercado de produto teria funcionado em excesso de procura de bens.

Aceitando este resultado, poderemos afirmar que o período em análise ter-se-ia caracterizado pela existência de "inflação reprimida", até porque do modelo de Quandt e Rosen se concluiu que o ajustamento verificado para os salários nominais foi mais rápido que o dos preços. Tal significa que pode existir a possibilidade de aumentar a produção e o emprego, contudo a rigidez do preço e do salário nominal não o permitem. Em consequência, a simples queda dos níveis de actividade económica terão um impacto imediato sobre a procura de trabalho, reduzindo-a, i.e., deslocando-a para baixo e para a esquerda.

Todavia, de acordo com o contexto alvitado anteriormente (i.e., em *inflação reprimida*), se os salários reais de mercado forem inferiores aos seus níveis de equilíbrio, a queda dos níveis de produção da economia não levará ao aumento do desemprego, pois a redução da procura de trabalho consequente da diminuição da actividade económica não conduz a qualquer alteração nos níveis de emprego. Tal sucederia, somente se aquela redução da procura de trabalho fosse de tal ordem (elevada), que diminuísse o salário de equilíbrio, de modo a que este ficasse, agora, aquém da taxa de salário real, praticada no mercado. Nesta última situação,

passaríamos a ter excesso de oferta de trabalho em detrimento de excesso de procura, tendo-se, nestas circunstâncias (i.e., mantendo-se o excesso de procura de bens), uma nova tipologia de regime, i.e., "desemprego clássico".

Nestes último caso (*desemprego clássico*), haveria toda a vantagem em tomar medidas de política económica do lado da oferta da economia, por forma a aumentarem-se os níveis de produção (i.e., de modo a deslocar para baixo e para a direita a curva da oferta agregada da economia), atenuando-se, deste modo, o crescimento dos preços, por um lado, e, aumentando-se a procura de trabalho (porque aumentaram as ofertas de emprego), por outro. Em consequência, a tendência seria a de se aproximarem os níveis de salários reais praticados aos seus valores de equilíbrio.

De uma forma geral os excessos de procura de trabalho foram frequentes, registando-se, contudo, uma relativa alteração no funcionamento do mercado de trabalho em Portugal, em particular a partir do último ano a que respeita a análise (1991).

Desde essa altura que se nota que os excessos de procura registados tendem a ser cada vez menores, sendo a situação actual (meados de 1993), provavelmente diferente da verificada no período em estudo, quiçá aproximando-se da situação de equilíbrio do mercado. Para esta situação terá concorrido, naturalmente, o menor ritmo de crescimento económico registado pela economia portuguesa.

Esta alteração da situação no mercado de trabalho em Portugal pode ser caracterizada, particularmente, pela gradual aproximação entre as taxas de desemprego registadas e a taxa natural de desemprego estimada, implicando tal facto (já no curto prazo), um relativo aumento das tensões no mercado de trabalho<sup>106</sup>.

---

<sup>106</sup> Com efeito, a taxa de desemprego registada pelo INE no primeiro trimestre de 1993 foi de 5.1 %, a qual compara (em termos homólogos), com os 4.4 % e 4.1 %, verificadas nos anos de 1992 e 1991, respectivamente.

Não obstante os resultados obtidos e as teses propostas, ficam, naturalmente, muitas outras realidades do mercado de trabalho por estudar. Aliás, não era o objectivo deste trabalho fazer uma análise exaustiva ou um estudo minucioso e completo do mercado de trabalho em Portugal, até porque a metodologia utilizada não era a única disponível. Mas, tão somente, aplicar a abordagem do desequilíbrio à estimação de funções procura e oferta de trabalho ao mercado português e, com isso, determinar empiricamente os desequilíbrios existentes.

Por outro lado, quer a própria metodologia utilizada, quer também (e em consequência), o nosso estudo, apresentam, naturalmente, várias limitações. Para além daquelas que decorrem da própria falta de informação estatística, existem, por exemplo, as de carácter *essencialmente* metodológico, i.e., aquelas que as técnicas utilizadas não permitem ultrapassar, pelo menos por enquanto.

Como exemplo no primeiro caso temos, por hipótese, o interesse em aplicar a metodologia do desequilíbrio conjuntamente ao mercado de bens e de trabalho. Contudo, a falta de informação estatística para algumas variáveis pode, à partida, inviabilizar (como aconteceu no nosso caso), a elaboração de um estudo desse tipo. Aliás, porventura com mais interesse que o efectuado, porquanto é sabido existirem importantes efeitos de interdependência entre estes mercados, os quais acabaram por ser negligenciados no nosso estudo, pelo menos parcialmente.

No caso das limitações inerentes à própria metodologia utilizada, saliente-se, por exemplo, a eventualidade de se pretender analisar (em determinado período relativamente longo), os efeitos do desequilíbrio no mercado de trabalho sobre a relação entre a produtividade marginal do trabalho e a taxa de salário real. Neste caso, a metodologia apropriada não seria, provavelmente, a econometria do desequilíbrio, mas sim a teoria da cointegração e

os modelos de mecanismo de correcção de erro. Ao contrário da teoria do desequilíbrio, aquela teoria era a adequada para apresentar as relações de longo prazo e de curto prazo entre aquelas variáveis, fazendo associar às situações estáveis de longo prazo (relações de cointegração) o equilíbrio, e, às situações instáveis de curto prazo, o desequilíbrio no mercado de trabalho.

Contudo, o nosso trabalho acaba por ser pioneiro (de acordo com a metodologia seguida), tendo a faculdade de ser um primeiro ensaio no campo da aplicação da teoria do desequilíbrio ao estudo do mercado de trabalho em Portugal. Segue, assim, uma filosofia idêntica à experimentada em inúmeros trabalhos realizados por vários autores, noutros países, e até para outros mercados que não apenas o de trabalho, ainda que neste último mercado tenha apresentado melhores resultados.

Por fim, pensamos que os resultados ainda poderiam ser mais favoráveis quanto à pertinência da abordagem do desequilíbrio, introduzida no mercado de trabalho português, se não fosse a duvidosa qualidade dos dados estatísticos utilizados, tal como é geralmente reconhecido serem as estatísticas portuguesas, em particular as do mercado de trabalho. Nomeadamente, será que a taxa de desemprego publicada oficialmente, pelo INE (em sentido restrito), é aquela que melhor se aproxima da taxa de desemprego realmente verificada na economia ?



## 6. Glossário de variáveis

*PRT* - População Residente Total, em milhares de indivíduos. Fonte: Inquérito ao Emprego (IE)-INE<sup>107</sup>.

*PAT* - População Activa Total, em milhares de indivíduos. Fonte: IE-INE.

*TA* - Taxa de Actividade, i.e.:

$$TA = \frac{PAT}{PRT} \cdot 100 .$$

*PA* - População Activa (sentido restrito, dos 15 aos 65 anos de idade), em milhares de indivíduos. Fonte: IE-INE.

*L* - Emprego Total (população empregada em todos os ramos de actividade), em milhares de indivíduos. Fonte: IE-INE.

*U*  $\equiv$  *TDO* - Taxa de Desemprego Oficial (publicada nas estatísticas oficiais: IE-INE), em sentido restrito. Fonte: IE-INE.

*W*  $\equiv$  *IWN* - Índice de Salários Nominais, nos 30 principais ramos da indústria transformadora (base 1983 I = 1. Fonte: INE.

*p*  $\equiv$  *IPC* - Índice de Preços no Consumidor; média simples dos valores mensais (total sem rendas de casa: 1983 I = 1). Fonte: INE.

*w*  $\equiv$  *IWR* - Índice de Salários Reais, calculado com base no rácio entre as variáveis *W* e *p*, descritas anteriormente.

*pi*  $\equiv$  *PI* - Índice de Preços das Importações (1983 I = 1). Fonte: INE e Direcção Geral do Comércio Externo.

*IPI* - Índice de Produção Industrial, índice geral. Média simples dos valores mensais dos índices corrigidos dos dias úteis. Base: 1983 I = 1.

*Q*  $\equiv$  *PIBcf* - Produto Interno Bruto, trimestral, ao custo dos factores, a preços constantes de 1977, calculado a partir do método de

---

<sup>107</sup> Fico particularmente grato à Dra. Teresa Nascimento, técnica do Banco de Portugal (Departamento de Estatística e Estudos Económicos), quer pela sua preciosa ajuda na recolha da informação existente no banco de dados daquela instituição (relativa às estatísticas do emprego), quer pela explicação sobre conceitos e definições utilizados pelo referido inquérito do INE.

Bassie, i.e.,

$$PIBcf_{1t} = PIBcf_1 \frac{IPI_{1t}}{\sum_{t=1}^4 IPI_{1t}},$$

onde  $1$  e  $t$  referem-se, respectivamente, ao ano e trimestre correntes, sendo  $PIBcf$  o Produto Interno Bruto ao custo dos factores, anual, a preços constantes de 1977, e  $IPI$  o índice de produção industrial apresentado anteriormente.

## APÊNDICES

### Apêndice 1

A abordagem apresentada por Koolman e outros (1985), consiste no seguinte: seja  $Q_t$  uma variável aleatória e  $q_t$  o seu valor particular. Considerando agora a seguinte função de distribuição

$$h(Q_t|Y_t) = \Pr (Q_t \leq q_t|Y_t) , \quad (A 1.1)$$

e notando que a quantidade observada  $Q_t$  se situa sobre a função procura quando  $D_t \leq S_t$  ou sobre a função oferta quando  $S_t < D_t$ , (porque os regimes de procura e oferta são disjuntos), a probabilidade de  $Q_t$  ser menor ou igual que um dado valor  $q_t$  é dada por:

$$\begin{aligned} H(Q_t|Y_t) &= \Pr (D_t \leq Q_t \wedge D_t \leq S_t) + \Pr (S_t \leq Q_t \wedge S_t < D_t) , \\ &= \int_{-\infty}^{Q_t} \int_{D_t}^{+\infty} g(D_t, S_t) dS_t dD_t + \int_{-\infty}^{Q_t} \int_{S_t}^{+\infty} g(D_t, S_t) dD_t dS_t \quad (A 1.2) \end{aligned}$$

Diferenciando agora a expressão anterior relativamente a  $Q_t$ , e fazendo de seguida a substituição de  $Q_t$  por  $q_t$ , tem-se

$$\begin{aligned} h(Q_t|Y_t) &= \left. \frac{\partial F(Q_t)}{\partial Q_t} \right|_{Q_t = q_t} \\ &= \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, S_t) dS_t + \int_{Q_t}^{+\infty} g(Q_t, D_t) dD_t , \quad (A 1.3) \end{aligned}$$

expressão esta idêntica a (2.30), tal como era preciso demonstrar■.

## Apêndice 2

Considere-se a matriz  $\Sigma$  uma matriz diagonal. A expressão (2.55) virá dada por<sup>108</sup>:

$$g(D_t, S_t, p_t) = \frac{|1 + \gamma_o(\beta_o - \alpha_o)|}{(2\pi)^{3/2} \sigma_1 \sigma_2 \sigma_3} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \Omega_t \right\}, \quad (\text{A } 2.1)$$

onde,

$$\Omega_t = \frac{(D_t - \alpha_o p_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2} + \frac{(S_t - \beta_o p_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2} + \frac{(p_t - \gamma_o(D_t - S_t) - \gamma'_1 X_{3t})^2}{\sigma_3^2} \quad (\text{A } 2.2)$$

Efectuando agora as integrações necessárias, de acordo com (2.58), comecemos por substituir  $S_t$  por  $Q_t$  na expressão (A 2.2), vindo,

$$\frac{(D_t - A_{1t})^2}{\sigma_1^2} + A_{2t} + \frac{(-\gamma_o D_t + A_{3t})^2}{\sigma_3^2} \quad (\text{A } 2.3)$$

onde,

$$A_{1t} = \alpha_o p_t + \alpha'_1 X_{1t}$$

$$A_{2t} = \frac{(Q_t - \beta_o p_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{\sigma_2^2}$$

$$A_{3t} = p_t + \gamma_o Q_t - \gamma'_1 X_{3t}.$$

Seguidamente podemos escrever (A 2.3) na forma

$$\begin{aligned} & \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_3^2} [\sigma_3^2 (D_t - A_{1t})^2 + \sigma_1^2 (\gamma_o D_t + A_{3t})^2] + A_{2t} \\ &= \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_3^2} [\sigma_3^2 \gamma_o^2 \sigma_1^2 D_t^2 - 2D_t (A_{1t} \sigma_3^2 + \gamma_o A_{3t} \sigma_1^2) + \\ & \quad + \sigma_3^2 A_{1t}^2 + \sigma_1^2 A_{3t}^2] + A_{2t} \end{aligned}$$

---

<sup>108</sup> Veja-se Quandt (1988, p. 70) no caso de  $\Sigma$  não ser diagonal.

$$= \frac{\sigma_3^2 + \gamma_0 \sigma_1^2}{\sigma_1^2 \sigma_3^2} [D_t^2 - 2D_t B_{1t} + B_{2t}] + A_{2t} ,$$

onde,

$$B_{1t} = \frac{A_{1t} \sigma_3^2 + \gamma_0 A_{3t} \sigma_1^2}{\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2}$$

$$B_{2t} = \frac{A_{1t}^2 \sigma_3^2 + A_{3t}^2 \sigma_1^2}{\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2} ,$$

ou, mais simplesmente,

$$\frac{\sigma_3^2 + \gamma_0 \sigma_1^2}{\sigma_1^2 \sigma_3^2} [(D_t - B_{1t})^2 + B_{2t} - B_{1t}^2] + A_{2t} .$$

Assim, o segundo termo de (2.58) pode ser escrito como,

$$\begin{aligned} & \frac{|1 + \gamma_0(\beta_0 - \alpha_0)|}{2\pi\sigma_2(\sigma_3^2 + \gamma_0\sigma_1^2)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(B_{2t} - B_{1t}^2)}{\sigma_1^2 \sigma_3^2 / (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2)} + A_{2t} \right] \right\} \\ & \times \int_{Q_t}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_1 \sigma_3 / (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{(B_{2t} - B_{1t}^2)}{2\sigma_1^2 \sigma_3^2 / (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2)} \right\} dD_t \\ & = \frac{|1 + \gamma_0(\beta_0 - \alpha_0)|}{2\pi\sigma_2(\sigma_3^2 + \gamma_0\sigma_1^2)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(B_{2t} - B_{1t}^2)}{\sigma_1^2 \sigma_3^2 / (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2)} + A_{2t} \right] \right\} \times \\ & \times \left[ 1 - \Phi \left( \frac{Q_t - B_{1t}}{\sigma_1 \sigma_3 / (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2)^{1/2}} \right) \right] . \end{aligned} \quad (A \ 2.4)$$

Analogamente, o primeiro termo de (2.58) vem igual a,

$$= \frac{|1 + \gamma_o(\beta_o - \alpha_o)|}{2\pi\sigma_1(\sigma_3^2 + \gamma_o\sigma_2^2)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(B_{4t} - B_{3t}^2)}{\sigma_2^2\sigma_3^2/(\sigma_3^2 + \gamma_o^2\sigma_2^2)} + A_{4t} \right] \right\} \cdot \left[ 1 - \Phi \left( \frac{Q_t - B_{3t}}{\sigma_2\sigma_3/(\sigma_3^2 + \gamma_o^2\sigma_2^2)^{1/2}} \right) \right], \quad (\text{A } 2.5)$$

onde,

$$A_{4t} = \frac{(Q_t - \alpha_o p_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{\sigma_1^2}$$

$$A_{5t} = \beta_o p_t + \beta'_1 X_{2t}$$

$$A_{6t} = p_t - \gamma_o Q_t - \gamma'_1 X_{3t}$$

$$B_{3t} = \frac{A_{5t}\sigma_3^2 - \gamma_o A_{6t}\sigma_2^2}{\sigma_3^2 + \gamma_o^2\sigma_2^2}$$

$$B_{4t} = \frac{A_{5t}^2\sigma_3^2 + A_{6t}^2\sigma_2^2}{\sigma_3^2 + \gamma_o^2\sigma_2^2}.$$

### Apêndice 3

Problema da existência de funções de verosimilhança não limitadas:

Para o efeito, considere-se, sem perda de generalidade, o caso do modelo canónico. Escreva-se então (Quandt 1988, p. 38), a função de verosimilhança (2.31)<sup>109</sup>, de acordo com a seguinte transformação:

$$L = \prod_{t=1}^T h(Q_t | Y_t) = \prod_{t=1}^T (a_t b_t + c_t d_t) , \quad (A 3.1)$$

onde,

$$a_t = (\sqrt{2\pi} \sigma_1)^{-1} \exp \left\{ - \frac{(Q_t - \alpha_0 p_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{2\sigma_1^2} \right\}$$

$$b_t = 1 - \Phi[(Q_t - \beta_0 p_t - \beta'_1 X_{2t})/\sigma_2]$$

$$c_t = (\sqrt{2\pi} \sigma_2)^{-1} \exp \left\{ - \frac{(Q_t - \beta_0 p_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{2\sigma_2^2} \right\}$$

$$d_t = 1 - \Phi[(Q_t - \alpha_0 p_t - \alpha'_1 X_{1t})/\sigma_1] .$$

Considerem-se agora os seguintes valores para  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  tais que  $Q_k - \alpha_0 p_k - \alpha'_1 X_{1k} = 0$  e  $Q_t - \alpha_0 p_t - \alpha'_1 X_{1t} < 0$ ,  $\forall t \neq k$ <sup>110</sup>. E, de seguida, escolham-se, arbitrariamente, valores admissíveis para  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\sigma_2^2$ , de modo a que consideremos o comportamento de  $L$  quando  $\sigma_1^2$  tende para zero. Neste caso, verificamos que:

$$i) \lim_{\sigma_1^2 \rightarrow 0} a_k \rightarrow \infty$$

$$ii) b_t, c_t \neq 0, \forall t$$

<sup>109</sup> No caso da matriz  $\Sigma$  não ser diagonal veja-se Goldfeldt e Quandt (1978).

<sup>110</sup> Igualmente tal pode ocorrer caso exista um termo independente na função procura, incluído naturalmente em  $X_{1t}$ .

$$iii) \lim_{\sigma_1^2 \rightarrow 0} d_k = \frac{1}{2}$$

$$iv) \lim_{\sigma_1^2 \rightarrow 0} d_t = 1, \forall t \neq k,$$

tendo-se então uma função de verosimilhança não limitada no espaço dos parâmetros.

Não obstante, este problema pode ser minimizado, sempre que se inclua, *a priori*, informação que possibilite reduzir o "grau de ambiguidade" nos modelos de desequilíbrio, i.e., por exemplo, que permita previamente proceder à classificação das observações nos regimes de procura ou de oferta, tal como acontece com os modelos direccionais e quantitativo. Com efeito, nestes últimos não é difícil mostrar a existência de funções de verosimilhança limitadas.

**Problema da dificuldade na convergência da função de verosimilhança para pontos extremantes que sejam máximos (globais ou locais)<sup>111</sup>:**

Este problema ocorre frequentemente, em maior número que o problema das funções de verosimilhança não limitadas, segundo Goldfeld e Quandt (1978), quando os modelos de desequilíbrio (por exemplo o modelo canónico), têm como matriz de variâncias-covariâncias,  $\Sigma$ , uma matriz não diagonal.

Neste caso, pode acontecer (Quandt 1988, p. 40), que o gradiente da função de verosimilhança siga uma direcção no espaço dos parâmetros para a qual  $\Sigma$  se torne singular.

---

<sup>111</sup> Sobre as dificuldades computacionais surgidas aquando da maximização global da função de verosimilhança, a partir da utilização de métodos numéricos de optimização não linear, veja-se Quandt (1983).



A não regularidade da matriz  $\Sigma$  pode resultar do facto de o coeficiente de correlação entre as funções procura e oferta,  $\rho$  ( $\rho = \sigma_{12} / \sigma_1 \sigma_2$ ), ser igual a -1 ou igual a 1. Estes dois casos são analisados de seguida:

Caso de  $\rho = -1$

Admita-se que no decorrer do processo de estimação os valores dos parâmetros das funções procura e oferta foram seleccionados por um algoritmo de optimização de forma que:

$$\frac{Q_t - \alpha'_1 X_{1t}}{\sigma_1} + \frac{Q_t - \beta'_1 X_{2t}}{\sigma_2} < 0, \forall t. \quad (\text{A } 3.2)$$

Examinemos agora o comportamento da função de verosimilhança quando  $\rho \rightarrow -1$ , sendo constantes os parâmetros  $\sigma_1$  e  $\sigma_2$ . Vejamos o que acontece, nestas condições, aos termos da expressão (2.33).

Examinando os argumentos das funções  $\Phi(\cdot)$ , verificamos que ambos tendem para  $-\infty$  e, portanto,  $h(Q_t|Y_t)$  converge para:

$$(\sqrt{2\pi}\sigma_1)^{-1} \exp \left\{ -\frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{2\sigma_1^2} \right\} + (\sqrt{2\pi}\sigma_2)^{-1} \exp \left\{ -\frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{2\sigma_2^2} \right\}$$

Quando  $\rho$  está próximo de -1, a densidade e, consequentemente a função de verosimilhança, deve ser crescente quando  $\rho$  se encaminha para -1.

Designando agora os termos da expressão anterior por  $f_{1t}$  e  $f_{2t}$ , respectivamente, teremos

$$\frac{\partial h(Q_t|Y_t)}{\partial \rho} = f_{2t} \phi \left[ \frac{Q_t - \alpha'_1 X_{1t} - \rho(\sigma_1/\sigma_2)(Q_t - \beta'_1 X_{2t})}{\sigma_1(1-\rho^2)^{1/2}} \right] \times$$

$$\begin{aligned}
& \times \left[ \frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})/\sigma_2 - \rho(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})\sigma_1}{(1-\rho^2)^{3/2}} \right] + \\
& + f_{1t} \phi \left[ \frac{Q_t - \beta'_1 X_{2t} - \rho(\sigma_2/\sigma_1)(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})}{\sigma_2(1-\rho^2)^{1/2}} \right] \times \\
& \times \left[ \frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})/\sigma_1 - \rho(Q_t - \beta'_1 X_{2t})\sigma_2}{(1-\rho^2)^{3/2}} \right] , \\
& \hspace{15em} (A \ 3.3)
\end{aligned}$$

onde, tal como anteriormente,  $\phi(x) = d \Phi(x) / dx$ . E, pela condição (A 3.2) a expressão (A 3.3) vem negativa para  $\rho$  arbitrariamente próximo de -1.

Caso de  $\rho = 1$

Considerando agora que os valores dos parâmetros foram seleccionados por um algoritmo de optimização de forma que:

$$\begin{aligned}
& \frac{Q_t - \beta'_1 X_{2t}}{\sigma_2} > \frac{Q_t - \alpha'_1 X_{1t}}{\sigma_1} \\
\text{se } & \exp \left\{ - \frac{(Q_t - \beta'_1 X_{2t})^2}{2\sigma_2^2} \right\} / \sigma_2 > \exp \left\{ - \frac{(Q_t - \alpha'_1 X_{1t})^2}{2\sigma_1^2} \right\} / \sigma_1 \\
\text{e, } & \frac{Q_t - \beta'_1 X_{2t}}{\sigma_2} < \frac{Q_t - \alpha'_1 X_{1t}}{\sigma_1} , \text{ no caso contrário.} \quad (A \ 3.4)
\end{aligned}$$

Devemos notar que, as condições anteriores podem ser igualmente satisfeitas quando existem termos constantes nas funções procura ou oferta. Deveremos agora construir um ponto no espaço dos parâmetros começando por impôr  $\sigma_1 = \sigma_2 = 1$  e seleccionando os  $\alpha$ 's e os  $\beta$ 's de forma que a equação da procura apresente todos os

resíduos negativos (mas, relativamente grandes em valor absoluto), e que, inversamente, a equação da oferta apresente todos os resíduos positivos, mas, relativamente pequenos.

A relevância das condições anteriores pode ser vista novamente a partir da expressão (A 3.3). Assim, quando  $\rho = 1$ , os dois termos de  $\phi$  na expressão (A 3.3) têm um valor igual (desde que os seus argumentos sejam idênticos, exepcto no sinal). Se  $f_{2t} > f_{1t}$ , então a condição  $(Q_t - \beta'_1 X_{2t})/\sigma_2 - (Q_t - \alpha'_1 X_{1t}) > 0$  assegura que  $\partial h(Q_t|Y_t)/\partial \rho > 0$ , e, conseqüentemente, como  $\rho$  está próximo de 1, a função de verosimilhança deve aumentar com  $\rho$ .

Note-se que, nada impede que um algoritmo eficiente de otimização possa fornecer (na sequência das diversas iterações), uma estimativa para os parâmetros para a qual a função de verosimilhança não seja definida, i.e., nos pontos para os quais se tem  $|\rho| \geq 1$ .

Evidentemente que, nestes pontos, não é possível qualquer estimação que satisfaça as restrições impostas aos parâmetros, i.e., que compreenda o espaço paramétrico. Quando tal ocorre (possivelmente em consequência da função de verosimilhança não ser limitada), o investigador deve introduzir informação adicional no modelo. Por exemplo (como foi referido anteriormente), o investigador deve introduzir um mecanismo que permita, *a priori*, classificar as observações da amostra em regimes de procura ou de oferta, tal como acontece com os modelos direccional e quantitativo.

Em alternativa (continuando a optar pelo mesmo tipo de modelo), o investigador deve propôr novos valores de partida para os parâmetros e fazer correr em seguida o algoritmo de estimação. Com efeito, quando se torna imprescindível recorrer a métodos de estimação não linear, não é raro acontecer que muitos dos problemas computacionais encontrados têm a razão de ser,

precisamente no facto de os valores propostos inicialmente para os parâmetros não serem os mais adequados.

Frequentemente, utilizam-se as estimativas OLS dos parâmetros para inicializar o algoritmo de estimação. Quando mesmo assim não é possível solucionar os problemas anteriores, dever-se-ão exprimentar vários algoritmos de optimização, e/ou então utilizar métodos de estimação alternativos ao método da máxima verosimilhança<sup>112</sup>.

---

<sup>112</sup> Sobre a apresentação de outros métodos de estimação, igualmente possíveis de considerar para os modelos de desequilíbrio, veja-se Quandt (1988, pp. 42 a 58) e Srivastava e Rao (1990, pp. 88 a 93).

## Apêndice 4

A segunda modelização conjunta dos estados de equilíbrio e de desequilíbrio pode ser implementada [Quandt (1983, p. 685; 1988, pp. 77 a 80)], seleccionando-se o modelo<sup>113</sup>:

$$\begin{aligned} &\text{de equilíbrio} && \text{se } |p_{t-1} - p_t^*| < |k_1(p_{t-1} - p_t^{**}) + k_2| \\ &\text{de desequilíbrio,} && \text{no caso contrário,} \end{aligned} \quad (\text{A } 4.1)$$

onde  $k_1$  ( $\geq 0$ ) e  $k_2$  são parâmetros que deverão ser determinados. Procedendo de forma idêntica ao efectuado na modelização introduzida na secção 3.2, a partir do fizémos para as expressões (3.7) e (3.8), a opção pelo modelo de equilíbrio deve satisfazer as seguintes condições, quando  $\Delta_t > 0$ :

$$\begin{aligned} u_{4t} &> \frac{k_1(1-\mu)\Delta_t + k_2 + \Delta_t}{k_1\mu} \\ \text{ou} & && (\text{A } 4.2) \\ u_{4t} &< \frac{k_1(1-\mu)\Delta_t + k_2 - \Delta_t}{k_1\mu}, \end{aligned}$$

e quando  $\Delta_t < 0$ :

$$\begin{aligned} u_{4t} &< \frac{k_1(1-\mu)\Delta_t + k_2 + \Delta_t}{k_1\mu} \\ \text{ou,} & && (\text{A } 4.3) \\ u_{4t} &> \frac{k_1(1-\mu)\Delta_t + k_2 - \Delta_t}{k_1\mu}. \end{aligned}$$

É agora claro, a partir de (A 4.2) e (A 4.3), que se tivermos  $k_2 = 0$  e  $k_1 \rightarrow 0$ , então a probabilidade de optarmos pelo modelo de equilíbrio tende para zero, enquanto se  $k_1 \rightarrow \infty$ , a mesma probabilidade tende para um. Consequentemente, da escolha de  $k_1$  e  $k_2$  dependerá a probabilidade (entre zero e um), de se verificar

---

<sup>113</sup> Veja-se igualmente Quandt (1983, pp. 686 e 687), para outras formas de modelização da função custos de ajustamento.

uma situação de equilíbrio, ou não. Seguidamente iremos derivar a função de verosimilhança para o modelo de desequilíbrio.

Seja  $h(Q_t, p_t | M)$  a f.d.p. conjunta das variáveis observáveis, condicionada pelo modelo seleccionado, i.e., onde  $M$  é tal que,  $M = Eq$  (equilíbrio), ou  $M = De$  (desequilíbrio).

Designem-se, de seguida, as f.d.p. conjuntas para  $(Q_t, p_t)$ , por  $h_e(Q_t, p_t)$  e  $h_d(Q_t, p_t)$ , respectivamente para o modelo de equilíbrio e modelo de desequilíbrio. Tem-se então  $h(Q_t, p_t | Eq) = h_e(Q_t, p_t)$  e  $h(Q_t, p_t | De) = h_d(Q_t, p_t)$ . Para o modelo conjunto ter-se-á:

$$h(Q_t, p_t) = h(Q_t, p_t | Eq) Pr(Eq) + h(Q_t, p_t | De) Pr(De) , \quad (A 4.4)$$

sendo, evidentemente,  $Pr(Eq) = 1 - Pr(De)$ . O critério para a selecção do modelo (de equilíbrio ou de desequilíbrio), será:

$$|p_{t-1} - p_t^*| < |p_{t-1} - (\alpha_1' X_{1t} - \beta_1' X_{2t} + u_{1t} - u_{2t}) / \Delta_1| , \quad (A 4.5)$$

e

$$\begin{aligned} & |k_1(p_{t-1} - p_t^{**}) + k_2| = \\ & = \left| k_1 \left\{ p_{t-1} - [\gamma_0(\alpha_1' X_{1t} - \beta_1' X_{2t}) + p_{t-1} + \gamma_0(u_{1t} - u_{2t}) + \gamma_1' X_{3t} + u_{3t}] / \Delta_2 \right\} + k_2 \right| \end{aligned} \quad (A 4.6)$$

onde,  $\Delta_1 = \beta_0 - \alpha_0$  e  $\Delta_2 = 1 + \gamma_0(\beta_0 - \alpha_0)$ .

Designem-se agora os argumentos (em valor absoluto), das funções dos segundos membros de (A 4.5) e (A 4.6) por  $v_{1t}$  e  $v_{2t}$ , respectivamente. Condicionando relativamente a  $p_{t-1}$ ,  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , tem-se como f.d.p. conjunta a normal  $N(\mu_V, \Sigma_V)$ , onde o vector da média é dado por,

$$\mu_V = \begin{bmatrix} p_{t-1} - (\alpha_1' X_{1t} - \beta_1' X_{2t}) / \Delta_1 \\ k_1 \left\{ p_{t-1} - [\gamma_0(\alpha_1' X_{1t} - \beta_1' X_{2t}) + p_{t-1} + \gamma_1' X_{3t}] / \Delta_2 \right\} + k_2 \end{bmatrix} , \quad (A 4.7)$$

tendo-se como matriz de variâncias-covariâncias,

$$\Sigma_U = \begin{bmatrix} (\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12})/\Delta_1^2 & k_1[\gamma_0(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}) + \sigma_{13} - \sigma_{23}]/\Delta_1\Delta_2 \\ * & k_1^2[\gamma_0^2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}) + 2\gamma_0(\sigma_{13} - \sigma_{23}) + \sigma_3^2]/\Delta_2^2 \end{bmatrix}$$

(A 4.8)

A probabilidade  $Pr(Eq) = Pr(|u_{1t}| < |u_{2t}|)$  é dada por,

$$\begin{aligned} Pr(|u_{1t}| < |u_{2t}|) &= Pr(u_{1t} < u_{2t} | u_{1t} \geq 0, u_{2t} \geq 0) + \\ &+ Pr(u_{1t} < -u_{2t} | u_{1t} \geq 0, u_{2t} < 0) + \\ &+ Pr(-u_{1t} < u_{2t} | u_{1t} < 0, u_{2t} \geq 0) + \\ &+ Pr(-u_{1t} < -u_{2t} | u_{1t} < 0, u_{2t} < 0). \end{aligned}$$

(A 4.9)

Para o cálculo desta probabilidade é necessário ter em conta a soma de dois integrais duma f.d.p. normal bivariada, relativos às áreas limitadas por  $|u_{1t}| = |u_{2t}|$ . Esta probabilidade é calculada fazendo a rotação do sistema de coordenadas pelo lado positivo, a partir do ângulo  $\pi/4$ , de acordo com a seguinte transformação:

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix},$$

onde  $A$  é a matriz ortogonal seguinte:

$$A = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}.$$

A probabilidade pedida é então dada por,

$$\begin{aligned} Pr(Eq) &= Pr(|u_{1t}| < |u_{2t}|) \\ &= \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2\pi |\Sigma_y|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [(Y - \mu_y)' \Sigma_y^{-1} (Y - \mu_y)] \right\} dy_1 dy_2 \\ &+ \int_{-\infty}^0 \int_0^{+\infty} \frac{1}{2\pi |\Sigma_y|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [(Y - \mu_y)' \Sigma_y^{-1} (Y - \mu_y)] \right\} dy_1 dy_2 \end{aligned}$$

(A 4.10)

onde,  $\mu_y = A \mu_U$  e  $\Sigma_y = A \Sigma_U A'$ .

Como função de verosimilhança do modelo conjunto, tem-se a seguinte expressão:

$$\mathcal{L} = \log L = \sum_{t=1}^T \log h(Q_t, p_t) , \quad (\text{A } 4.11)$$

a qual deverá ser maximizada com base em métodos numéricos<sup>114</sup>.

---

<sup>114</sup> Sobre a aplicação desta metodologia à estimação do mercado de trabalho para os EUA, veja-se Quandt (1883, pp. 685 e 686).



## Apêndice 5

Considerem-se, para o efeito, os primeiros termos das expressões (A 2.4) e (A 2.5), no Apêndice 2, i.e.,  $|1+\gamma_0(\beta_0-\alpha_0)|/2\pi\sigma_2(\sigma_3^2 + \gamma_0^2\sigma_1^2)^{1/2}$  e  $|1+\gamma_0(\beta_0-\alpha_0)|/2\pi\sigma_1(\sigma_3^2+\gamma_0^2\sigma_2^2)^{1/2}$ .

Dividindo agora o numerador e o denominador daquelas expressões por  $\gamma_0$ , e fazendo  $\gamma_0$  tender para infinito<sup>115</sup>, tem-se, em ambos os casos, a expressão  $|(\beta_0-\alpha_0)|/2\pi\sigma_1\sigma_2$ , a qual não é mais do que o primeiro termo de (3.15).

Seguidamente considerem-se os termos  $(B_{2t}-B_{1t}^2)(\sigma_3^2+\gamma_0^2\sigma_1^2)/\sigma_1^2\sigma_3^2$  e  $(B_{4t}-B_{3t}^2)(\sigma_3^2+\gamma_0^2\sigma_2^2)/\sigma_2^2\sigma_3^2$ , que figuram como argumentos da função exponencial nas expressões (A 2.4) e (A 2.5), respectivamente. Após uma simplificação destas expressões e fazendo a divisão do numerador e do denominador por  $\gamma_0^2$ , podemos escrevê-las, respectivamente, na forma:

$$\frac{(A_{1t} - A_{3t}/\gamma_0)^2}{\sigma_3^2/\gamma_0^2 + \sigma_1^2}$$

(A 5.1)

e

$$\frac{(A_{5t} - A_{6t}/\gamma_0)^2}{\sigma_3^2/\gamma_0^2 + \sigma_2^2}.$$

A primeira das expressões anteriores tem como limite  $(Q_t - \alpha_0 p_t - \alpha_1' X_{1t})^2/\sigma_1^2$ , quando  $\gamma_0 \rightarrow \infty$ , e a segunda  $(Q_t - \beta_0 p_t - \beta_1' X_{2t})^2/\sigma_2^2$ . A partir das definições de  $A_{2t}$  e  $A_{3t}$  (dadas no Apêndice 2), verificamos que os argumentos da função exponencial nas expressões (A 2.4) e (A 2.5), têm como limite  $\exp \{(-1/2)[(Q_t - \alpha_0 p_t - \alpha_1' X_{1t})^2/\sigma_1^2 + (Q_t - \beta_0 p_t - \beta_1' X_{2t})^2/\sigma_2^2]\}$ .

---

<sup>115</sup> Note-se que uma velocidade de ajustamento do preço infinita, relativamente ao excesso de procura, implica o funcionamento do mercado em equilíbrio.

Finalmente, vejamos os termos em  $1 - \Phi(\cdot)$  nas expressões (A 2.4) e (A 2.5). Os argumentos das duas funções  $\Phi(\cdot)$ , vêm, após algumas simplificações, na seguinte forma:

$$\frac{Q_t \sigma_3^2 - A_{1,t} \sigma_3^2 - \gamma_0 (p_t - p_{t-1}) \sigma_1^2}{\sigma_1 \sigma_3 (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_1^2)^{1/2}}$$

e

$$\frac{Q_t \sigma_3^2 - A_{5,t} \sigma_3^2 - \gamma_0 (p_t - p_{t-1}) \sigma_2^2}{\sigma_2 \sigma_3 (\sigma_3^2 + \gamma_0^2 \sigma_2^2)^{1/2}} . \quad (A 5.2)$$

Dividindo agora quer o numerador quer o denominador das expressões anteriores por  $\gamma_0$ , e fazendo  $\gamma_0$  a tender para infinito, têm-se, respectivamente, os limites  $-(p_t - p_{t-1})/\sigma_3$  e  $(p_t - p_{t-1})/\sigma_3$ , vindo, finalmente,

$$\lim_{\gamma_0 \rightarrow \infty} h_d(Q_t, p_t) =$$

$$= \frac{|\beta_0 - \alpha_0|}{2\pi \sigma_1 \sigma_2} \exp \left\{ - \frac{(Q_t - \alpha_0 p_t - \alpha'_1 X_{1,t})^2}{2\sigma_1^2} - \frac{(Q_t - \beta_0 p_t - \beta'_1 X_{2,t})^2}{2\sigma_2^2} \right\} .$$

$$\cdot \{1 - \Phi [-(p_t - p_{t-1})/\sigma_3] + 1 - \Phi [(p_t - p_{t-1})/\sigma_3]\}, \quad (A 5.3)$$

que, para variações infinitésimais do preço ( $p_t - p_{t-1} \approx 0$ ), tornarão idênticas (em termos assintóticos), as expressões (A 5.2) e (A 5.3), tal como era preciso demonstrar. ■

## Apêndice 6

No caso da estimação do modelo canônico de desequilíbrio, (assim como nos restantes modelos de desequilíbrio, tradicionais, com equação de mínimo), o programa implementado no TSP foi do tipo do que a seguir se apresenta.

Após as opções para visualização dos dados no terminal, a frequência dos dados, a definição da amostra, a leitura nos ficheiros externos (desses dados), e a transformação das variáveis, utilizámos o seguinte procedimento:

```
TITLE " Modelo de desequilibrio canónico"
```

? Valores de partida para os desvios-padrão das variáveis residuais, bem como para as estimativas dos coeficientes, dados pelo programa *QUALIT* :

```
SET SIG1 =.00238255 ;  
SET SIG2 =.0100476 ;
```

? Definição da função de verosimilhança a maximizar:

```
FRML FUNCAO1 LOGL = LOG ( NORM ( (LNL-LD)/SIG1 ) * (1-CNORM( (LNL-  
LS)/SIG2)) + NORM((LNL-LS)/SIG2)*(1-CNORM((LNL-LD)/SIG1))) ;
```

? Modelo sem taxa de desemprego:

```
FRML PROC LD = A1*LNIWR + A2*LNYPF1 + A3*T ;  
FRML OFER LS = B1*LNIWR + B3*LNPA ;
```

```
PARAM A1 -.1455 A2 .7034 A3 -.00374 B1 .1806 B3 .9958 ;
```

```
EQSUB FUNCAO1 PROC ;  
EQSUB FUNCAO1 OFER ;
```

```
ML (HITER=W,HCOV=W,MAXIT=10) FUNCAO1 ;
```

? Avaliação da qualidade dos ajustamentos:

```
GENR LD1 = -.4849*LNIWR + .7043*LNYPF1 - .001043*T;  
GENR LS1 = .20089*LNIWR + .9949*LNPA;
```

GENR L1 = LS1 - POS(LS1-LD1); ? Condição de mínimo

OLSQ LNL L1;

OLSQ LNL C L1; ? Modelo com termo independente

? Cálculo das probabilidades:

? MARGINAIS: PROC > OFER ?

GENR EXPROCM = 100 \* CNORM((LD1-LS1)/(SIG1+SIG2));

GENR EXOFERM = 100 - EXPROCM;

PRINT EXPROCM EXOFERM;

? CONDICIONAIS: PROC > OFER ?

GENR EXPROCC = 100 \* NORM ((LNL-LS1)/SIG2) \*  
(1-CNORM((LNL-LD1)/SIG1)) / ((NORM((LNL-LD1)/SIG1) \*  
(1-CNORM((LNL-LS1)/SIG2)) + NORM((LNL-LS1)/SIG2) \*  
(1-CNORM((LNL-LD1)/SIG1)))) ;

GENR EXOFERC = 100 - EXPROCC;

PRINT EXPROCC EXOFERC;

## BIBLIOGRAFIA CITADA

- Amemiya, T. (1974), "A note on Fair and Jaffee model", *Econometrica*, 42(4), 759-62.
- Andrews, M. e S. Nickell (1986), "A Disaggregated disequilibrium model of the labour market", *Oxford Economic Papers*, 38, 386-402.
- Barosa, P. (1986) *Três EnsaioS Sobre o Mercado do Trabalho (contratos, rigidez salarial, ciclos), com Aplicação à Economia Portuguesa*. Dissertação de doutoramento, FE-UNL, Lisboa.
- Barro, R. e Grossman, H. (1971), "A general disequilibrium model of income and employment", *Amer. Econ. Review*, 61, 83-93.
- Bénassy, J-P. (1982), *The Economics of Market Disequilibrium*, Academic Press.
- Bénassy, J-P. (1984), *Macroéconomie et Théory du Desequilibre*, Dunod, Paris.
- Beenstock, M. (1988), *Modelling the Labour Market*, Chapman and Hall.
- Bera, A. e M. Robinson (1989), "Tests for serial dependence and other specification analysis in models of markets in disequilibrium", *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(3), 343-52.
- Blanchard, O. (1989), "Two tools for analyzing unemployment", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper no. 3168.
- Bowden, R. (1978a), "Specification, estimation and inference for models of markets in disequilibrium", *International Economic Review*, 19(3), 711-26.
- Bowden, R. (1978b), *The Econometrics of Disequilibrium*. Amsterdam: North Holland Publishing Co.
- Box, G. e G. Jenkins (1976), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, Inc.
- Briguglio, P. (1984), "The specification and estimation of a disequilibrium labor market model", *Applied Economics*, 16, 539-54.
- Brown, R., Durbin, J. e J. Evans (1975), "Technics for estimation the constancy of regressions relationships over time", *Journal of the Royal Statistical Sciety*, B 37, 149-192.
- Burkett, J. (1981), "Marginal and conditional probabilities of excess demand", *Economics Letters*, 8, 159-62.

- Chow, G. (1977), "A reformulation of simultaneous equation models of markets in disequilibrium", research memo. no. 5, Econometric Research Program, Princeton University.
- Clower, R. (1965), "The Keynesian Counterrevolution: a theoretical appraisal", em F. Hahn e F. Brechling (Eds.), *The Theory of Interest Rates*, Macmillan, Londres.
- Costa, V. (1990), "Evolução recente dos preços e salários em Portugal: ensaio econométrico", ISEG, mimeo.
- Costa, V. (1991), "Econometria do desequilíbrio: uma aplicação ao mercado do crédito bancário português", ISEG, mimeo.
- Costa, V. (1992), Défices orçamentais (e dívida pública), taxas de juro e inflação. Existência de causalidade ? O caso português", Banco de Portugal, mimeo.
- Davidson, R. e J. MacKinnon (1981), "Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses", *Econometrica*, 49(3), 781-93.
- Devillé, H. (1982), "Estimation d'un modèle macro-économique en déséquilibre relatif au marché belge du travail", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 94, 201-35.
- Dobbs (1992), "The effect of distinguishing hour and workers in production on labour market equilibrium", *Scottish Journal of Political Economy*, 39(1), 14-20.
- Eaton, J. e Quandt, R. (1983), "A model of rationing and labor supply: theory and estimation", *Economica*, 50, 221-34.
- Engle, R. e C. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55(22), 251-76.
- Engle, R. e C. Granger (1991), *Long-Run Economic Relationships; Readings in Cointegration*. Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press, New York.
- Fair, R. e Jaffee, D. (1972), "Methods of estimation for markets in disequilibrium", *Econometrica*, 40, 497-514.
- Fair, R. e Kelejian, H. (1974), "Methods of estimation for markets in disequilibrium: A further study", *Econometrica*, 42(1), 177-90.
- Ferguson, B. e A. Crawford (1989), "Supplier-induced demand: a disequilibrium test", *Applied Economics*, 21, 597-609.
- Gersovitz, M. (1980), "Classification probabilities for the disequilibrium model", *Journal of Econometrics*, 41, 239-46.

Ginsburgh, V., A. Tishler e I. Zang (1980) "Alternative estimation methods for two-regime models", *European Economic Review*, 13, 207-28.

Ginsburgh, V. e I. Zang (1980) "Price taking or price making behavior in export pricing", discussion paper no. 7805, CORE, Université Catholique de Louvain.

Goldfeld, S., D. Jaffee e R. Quandt (1980), "A model of FHLBB advances: rationing or market clearing?", *Review of Economics and Statistics*, LXII, 339-47.

Goldfeld, S. e Quandt, R. (1973), "The estimation of structural shifts by switching regressions", *Annals of Economic and Social Measurement*, 2, 475-85.

Goldfeld, S. e Quandt, R. (1975), "Estimation in a disequilibrium model and the value of information", *Journal of Econometrics*, 3(3), 325-48.

Goldfeld, S. e Quandt, R. (1978), "Some properties of the simple disequilibrium model with covariance", *Economics Letters*, 1, 343-6.

Gourieroux, C., Laffont, J. e Monfort, A. (1980), "Tests of the equilibrium vs. disequilibrium hypothesis: a comment", *Int. Econ. Review*, 21, 245-47.

Gourieroux, C., Laffont, J. e Monfort, A. (1984), "Econométrie des modèles d'équilibre avec rationnement: une mise à jour", *Annals de l'INSEE*, 55/56, 5-38.

Gouveia, M. (1991), "Oferta de trabalho e emigração em Portugal". Dissertação de mestrado, UCP, Lisboa.

Grossman, H. (1974), "The nature of quantities in market disequilibrium", *Amer. Econ. Review*, 64, 509-14.

Hall, S. e S. Henry (1988), "The disequilibrium approach to modelling the labour market", in M. Beenstock (Ed.), *Modelling the Labour Market*, Chapman and Hall.

Hall, S., S. Henry, A. Markandya e M. Pemberton (1989), "The UK labour market; expectations and disequilibrium", *Applied Economics*, 21, 1509-23.

Hall, S., S. Henry e M. Pemberton (1989), "Testing a discrete switching disequilibrium model of the UK labour market", Bank of England, Discussion Papers (technical series) no. 28.

Hall, S., S. Henry e M. Pemberton (1992), "Testing a discrete switching disequilibrium model of the UK labour market", *Journal of Applied Econometrics*, 7, 83-91.

Hall, S. e R. Urwin (1989), "A disequilibrium model of building society mortgage lending", Bank of England, discussion papers, technical series n. 26, London.

Hartley, M. (1976), "The estimation of markets in disequilibrium: The fixed supply case", *Int. Econ. Review*, 17(3), 687-700.

Hartley, M. e Mallela, P. (1977), "The asymptotic proprieties of Maximum Likelihood estimator for a model of markets in disequilibrium", *Econometrica*, 46(6), 1205-20.

Hishimizu, Quandt e Rosen (1982), "The demand and supply for investment goods: Does the market clear?", *Journal of Macroeconomics*, 4(1), pp. 1-21.

Hwang, H. (1980), "A teste of disequilibrium model", *Journal of Econometrics*, 12, 319-33.

Inquérito ao Emprego, Instituto Nacional de Estatística, 1985.

Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, 3rd ed., McGraw-Hill.

Judge, G., Griffiths, W., Hill, R., Lütkepohl, H., e T-C. Lee (1985) *The Theory and Practice of Econometrics*, 2 nd. ed., John Wiley & Sons.

Kiefer, N. (1980), "A note on regime classification in disequilibrium models", *Review of Economic Studies*, 47, 637-39.

Koolman, P., H. Dijk e A. Thurik (1985), "Likelihood diagnostics and bayesian analysis of a micro-economic disequilibrium model for retail services", *Journal of Econometrics*, 29, 121-48.

Laffont, J. e Garcia, R. (1977), "Disequilibrium econometrics for business loans", *Econometrica*, 45(5), 1187-1204.

Laffont, J. e Monfort, A. (1976), "Econométrie des modèles d'équilibre avec rationnement", *Annales de l'INSEE*, 24, 3-40.

Laffont, J. e Monfort, A. (1979), "Disequilibrium econometrics in dynamic models", *Journal of Econometrics*, 11, 353-61.

Laroque, G. e B. Salanié (1989), "Estimation of multi-market fix price models: an application of pseudo-maximum likelihood methods", *Econometrica*, 57, 831-60.

Lebrun (1991), "Modèle de déséquilibre en concurrence imparfait: analyse de la structure du chômage par région belge", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 129, 73-112.

Lee, L. (1982), "Test for normality in the econometric disequilibrium markets model", *Journal of Econometrics*, 19, 109-23.

Lee, L. (1984a), "Regime classifications in the disequilibrium market models", *Economics Letters*, 14, 187-93.



- Lee, L. (1984b), "The likelihood function and a test for serial correlation in a disequilibrium market model", *Economics Letters*, 14, 195-200.
- Lewis, P. (1983), "Disequilibrium in the Australian aggregate labour market", *Economics Letters*, 11, 185-9.
- Leijonhufvud, A. (1968), *On Keynesian Economics and the Economics of Keynes, a study in monetary theory*, Oxford University Press, Oxford.
- Lubrano, M. (1985) "Some aspects of prior elicitation problems in disequilibrium models", *Journal of Econometrics*, 20, 165-72.
- Lucas, R. e L. Rapping (1969), "Real wages, employment and inflation", *Journal of Political Economy*
- Luz, S. (1993), "O desemprego em Portugal: uma interpretação da evolução recente", Banco de Portugal, mimeo.
- Maddala, G. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press.
- Maddala, G. (1986) "Disequilibrium, self-selection and switching models", in *Handbook of Econometrics*, vol. III. Amsterdam: North-Holland.
- Maddala, G. e Nelson, F. (1974), "Maximum likelihood methods for models of markets in disequilibrium", *Econometrica*, 42, 1013-30.
- Mayer, W. (1989) "Estimation disequilibrium models with limited a priori price-adjustment information", *Journal of Econometrics*, 41, 303-20.
- Marques, R. (1990), "Produto potencial, desemprego e inflação em Portugal. Um estudo para o período 1974-1989.", Banco de Portugal, doc. de trabalho n.º 1.
- Mouchart, M. e Orsi, R. (1986), "A note on price adjustment models in disequilibrium econometrics", *Journal of Econometrics*, 31, 209-18.
- Quandt, R. (1978) "Tests of equilibrium versus disequilibrium hypothesis", *Int. Econ. Review*, 19, 435-52.
- Quandt, R. (1981) "Autocorrelated errors in simple disequilibrium models", *Economics Letters*, 7, 55-62.
- Quandt, R. (1982) "Econometric disequilibrium models", *Econometric Reviews*, 1, 1-63.
- Quandt, R. (1983) "Switching between equilibrium and disequilibrium", *Review of Economics and Statistics*, LXV, 684-7.

- Quandt, R. (1988) *The Econometrics of Disequilibrium*. Basil Blackwell Inc.
- Quandt, R. e H. Rosen (1985) "Is there a chronic excess supply of labor?", *Economics Letters*, 19, 193-8.
- Quandt, R. e H. Rosen (1986) "Unemployment, disequilibrium, and the short run Phillips curve: an econometric approach", *Journal of Applied Econometrics*, 1, 235-54.
- Rao, B. (1986), "A note on employment, labor supply, and real wages in market disequilibrium", *Journal of Macroeconomics*, 8(2), 233-42.
- Robinson, P. (1987) "Estimation of disequilibrium and limited dependent variable models with serially dependent residuals", *Economics Letters*, 23, 53-7.
- Romer, D. (1981), "Rosen and Quandt's disequilibrium model of the labor market: a revision", *Review of Economics and Statistics*, LXIII, 145-6.
- Rosen, H. e R. Quandt (1978), "Estimation of a disequilibrium aggregate labor market", *Review of Economics and Statistics*, LX, 371-9.
- Rudebusch, G. (1986), "Testing for labour market equilibrium with an exact excess demand disequilibrium model", *Review of Economics and Statistics*, LXVIII, 468-76.
- Salanié, B. (1991), "Wage and price adjustment in a multimarket disequilibrium model", *Journal of Applied Econometrics*, 6, 1-15.
- Sapra, S. (1986), "A conditional least squares estimation procedure for a disequilibrium market model with autocorrelated errors", *Economics Letters*, 20, 251-54.
- Sarantis, N. (1981), "Employment, labour supply and real wages in market disequilibrium", *Journal of Macroeconomics*, 3(3), 335-54.
- Sarantis, N. (1986), "A note of employment, labour supply, and real wages in market disequilibrium: a reply", *Journal of Macroeconomics*, 8(2), 243-45.
- Sealy, C. (1979) "Credit rationing in the commercial loan market: Estimates of a structural model under conditions of disequilibrium", *Journal of Finance*, 34, 689-702.
- Siebrand, J. (1979), *Towards Operational Disequilibrium Macro Models*, The Hague: Martinus Nijhoff.
- Silvestre, A. (1989), "Desequilíbrio no mercado do crédito e política económica: uma aplicação ao caso português", Dissertação

de doutoramento, ISE-UTL, Lisboa.

Smyth, D. (1983), "The British labour market in the disequilibrium: did the dole reduce employment in interwar Britain?", *Journal of Macroeconomics*, 5(1), 41-51.

Sneessens, H. (1985), "Two alternative stochastic specifications and estimation methods for quantity rationing models", *European Economic Review*, 29, 111-36.

Srivastava, V. e Rao, B. (1990), *The Econometrics of Disequilibrium Models*. Greenwood Press.

Stenius, M. e M. Viren (1984), "Some further results on Rosen and Quandt's labour market model", *European Economic Review*, 26, 369-77.

Tobin, J. (1958), "Estimation of relationships for limited dependent variables", *Econometric*, 26, 24-36.

Tishler, A. e I. Zang (1977), "Maximum likelihood methods for switching regression models without a priori conditions", Israel Institute of Business Research, Tel Aviv University.

Tishler, A. e I. Zang (1979), "A switching regression method using inequality conditions", *Journal of Econometrics*, 11, 259-74.

Veedorp, E. (1974), "The nature of quantities in market disequilibrium", *Amer. Econ. Review*, 64, 515-17.

Vilares, M. (1986), *Structural Change in Macroeconomic Models*. Martinus Nijhoff Publishers.

Yatchew, A. (1982), "Further evidence on estimation of a disequilibrium labour market", *Review of Economics and Statistics*, 63, 142-4.

## ABSTRACT

The purpose of this essay is to study the portuguese aggregate labor market. We have created a model of demand and supply's behaviour of labor, from the determinant factors of the intentions of employed and employers, that concerns to the availability of the transaction of "labor" production factor.

The study employs the "disequilibrium approach", i.e., it applies the analitical framework of disequilibrium econometric theory, as it's research methodology. This approach has been used in several papers examining this field in other economies.

The paper is organized into two parts. The first part (chapters 2 and 3), presents the analitical framework to be used as a basis for our estimates. The second part (chapter 4), shows the econometric treatment of the data and analyses the results obtained for the Portuguese economy.

The most important conclusion is that the aggregate labor market in Portugal funcioned in disequilibrium between 1983 II and 1991 IV: there were frequent periods of excess demand for labor.

As a reason of this excess demand, unemployment in our economy have been lower than the natural unemployment rate, showing evidence of the over application of the " labor" production factor.

This was caused by the pronounced economic growth that characterized the portuguese economy, over the last decade.

**Key-words:** Disequilibrium models (equilibrium), demand (supply) regimes, maximum likelihood method; aggregate labor market, Phillips curve and natural rate of unemployment.

# ANEXO ESTATÍSTICO

rent sample: 1983:1 to 1991:4

## Dados Brutos \*\*\*\*\*

	L	PRT	PA	TA	TDO
3:1	.	.	.	.	.
3:2	4162.10010	9477.00000	4208.20020	48.60504	7.30000
3:3	4122.29980	9499.00000	4202.89990	48.55880	8.10000
3:4	4155.89990	9521.00000	4238.20020	48.73648	8.30000
4:1	4062.50000	9546.00000	4189.79980	47.58014	8.40000
4:2	4097.89990	9570.00000	4231.60010	47.67189	8.30000
4:3	4138.39990	9588.00000	4253.70020	48.11535	8.30000
4:4	4079.60010	9610.00000	4239.00000	47.58377	9.00000
5:1	4040.80005	9626.00000	4201.70020	47.09537	8.80000
5:2	4073.80005	9641.00000	4221.20020	47.11544	8.60000
5:3	4139.50000	9654.00000	4252.79980	47.43215	8.00000
5:4	4048.80005	9670.00000	4190.60010	47.01138	9.10000
6:1	4003.10010	9688.00000	4213.29980	46.49154	9.30000
6:2	4077.19995	9714.00000	4253.89990	46.78711	8.70000
6:3	4187.70020	9726.00000	4320.70020	47.63315	8.10000
6:4	4068.69995	9736.00000	4221.70020	46.23973	8.10000
7:1	4139.60010	9745.00000	4276.20020	46.96870	8.00000
7:2	4190.10010	9752.00000	4272.10010	46.94114	7.10000
7:3	4261.29980	9760.00000	4325.60010	47.44057	6.60000
7:4	4173.20020	9765.00000	4243.20020	46.39119	6.60000
8:1	4293.79980	9771.00000	4341.50000	47.71569	6.20000
8:2	4231.29980	9775.00000	4294.10010	46.68031	6.10000
8:3	4372.70020	9779.00000	4390.39990	47.68893	5.10000
8:4	4299.00000	9784.00000	4325.29980	47.07379	5.60000
9:1	4346.20020	9791.00000	4375.39990	47.47421	5.40000
9:2	4384.79980	9795.00000	4386.50000	47.58040	4.90000
9:3	4448.39990	9798.00000	4447.29980	48.18228	4.90000
9:4	4400.50000	9801.00000	4403.60010	47.67779	4.90000
10:1	4394.70020	9806.00000	4426.29980	47.81460	5.30000
10:2	4487.00000	9808.00000	4467.60010	48.06485	4.10000
10:3	4477.10010	9809.00000	4475.79980	48.26690	4.60000
10:4	4624.79980	9810.00000	4616.89990	49.81957	4.70000
11:1	4694.29980	9812.00000	4529.89990	48.92682	4.40000
11:2	4554.79980	9814.00000	4637.29980	49.93784	3.60000
11:3	4621.50000	9816.00000	4566.89990	49.49674	4.20000
11:4	4653.10010	9818.90039	4629.79980	49.88950	4.40000

	IWN	IPC	IWR	PI	IPI
83:1	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	100.00000
83:2	1.09144	1.05165	1.03783	1.09408	98.45151
83:3	1.48041	1.12308	1.31817	1.25610	85.08558
83:4	1.41292	1.21758	1.16043	1.43031	97.63651
84:1	1.17126	1.30879	0.89492	1.50000	97.39201
84:2	1.31132	1.38132	0.94933	1.58188	96.25101
84:3	1.73512	1.46374	1.18541	1.67422	86.47107
84:4	1.70464	1.50879	1.12981	1.70035	100.08150
85:1	1.45718	1.62967	0.89416	1.75610	99.51100
85:2	1.62917	1.68462	0.96709	1.73345	99.51100
85:3	2.07039	1.70330	1.21552	1.70209	86.79707
85:4	2.01524	1.75495	1.14832	1.72474	98.37000
86:1	1.73657	1.84176	0.94289	1.65854	99.42950
86:2	1.88897	1.88462	1.00231	1.56620	105.13448
86:3	2.38534	1.89890	1.25617	1.52613	95.84352
86:4	2.36647	1.94505	1.21666	1.57491	107.09046
87:1	2.01742	2.01978	0.99883	1.61672	103.09698
87:2	2.20247	2.05494	1.07179	1.65679	107.17197
87:3	2.63788	2.07582	1.27076	1.71951	100.73350
87:4	2.69086	2.12747	1.26481	1.72125	106.35697
88:1	2.27576	2.19231	1.03807	1.74216	111.89894
88:2	2.39042	2.22967	1.07210	1.78049	112.95844
88:3	2.89187	2.28791	1.26398	1.83798	103.50449
88:4	3.07257	2.36923	1.29686	1.82927	114.66992
89:1	2.57329	2.46154	1.04540	1.87805	115.81093
89:2	2.75109	2.52198	1.09085	1.95470	120.78239
89:3	3.32511	2.59121	1.28323	1.94599	107.66096
89:4	3.55588	2.65055	1.34156	1.96516	121.92339
90:1	2.93541	2.77253	1.05875	1.98432	125.10188
90:2	3.19521	2.86154	1.11661	1.96690	131.13284
90:3	4.00871	2.93407	1.36626	2.00000	118.50040
90:4	4.11030	3.02308	1.35964	2.05923	134.22983
91:1	3.46880	3.11758	1.11266	2.02439	131.21434
91:2	3.86575	3.20879	1.20474	2.01742	131.94783
91:3	4.84978	3.26264	1.48646	2.01220	119.31540
91:4	4.97315	3.32308	1.49655	1.97561	122.16788

CA: 0 IPI que aqui se apresenta está na base 1983 I = 100.

	YCF	PROD
83:1	157863.40625	.
83:2	155418.90625	37.34146
83:3	134319.00000	32.58351
83:4	154132.29688	37.08759
84:1	149429.50000	36.78265
84:2	147678.90625	36.03770
84:3	132673.40625	32.05911
84:4	153556.00000	37.63997
85:1	152816.59375	37.81840
85:2	152816.59375	37.51205
85:3	133292.09375	32.20005
85:4	151064.40625	37.31091
86:1	151799.59375	37.92051
86:2	160509.40625	39.36756
86:3	146324.90625	34.94159

86:4	163495.59375	40.18374
87:1	166334.59375	40.18132
87:2	172909.09375	41.26610
87:3	162521.40625	38.13893
87:4	171594.20313	41.11813
88:1	176306.09375	41.06062
88:2	177975.40625	42.06164
88:3	163079.90625	37.29501
88:4	180672.00000	42.02652
89:1	190795.50000	43.89938
89:2	198985.90625	45.38084
89:3	177368.70313	39.87247
89:4	200865.70313	45.64611
90:1	198210.90625	45.10226
90:2	207766.29688	46.30405
90:3	187751.50000	41.93596
90:4	212673.20313	45.98539
91:1	215378.50000	45.88086
91:2	216545.50000	47.54227
91:3	195813.09375	42.37003
91:4	200437.59375	43.07614

urrent sample: 1983:1 to 1991:4

Dados Dessazonalizados  
\*\*\*\*\*

	L	PRT	PA	TA	TDO
83:1	.	.	.	.	.
83:2	4175.38916	9476.06348	4209.13916	48.71637	7.56288
83:3	4079.11060	9499.29980	4175.18604	48.20900	8.42092
83:4	4171.51172	9521.70215	4250.61621	48.81330	8.03750
84:1	4077.13086	9545.93750	4204.35303	47.74060	8.05374
84:2	4110.98389	9569.05371	4232.54443	47.78109	8.59889
84:3	4095.04199	9588.30273	4225.65137	47.76875	8.62884
84:4	4094.92529	9610.70898	4251.41797	47.65877	8.71536
85:1	4055.35278	9625.93750	4216.29492	47.25420	8.43726
85:2	4086.80713	9640.04688	4222.14209	47.22336	8.90969
85:3	4096.13037	9654.30469	4224.75684	47.09047	8.31695
85:4	4064.00952	9670.71387	4202.87646	47.08548	8.81220
86:1	4017.51709	9687.93750	4227.93457	46.64833	8.91665
86:2	4090.21777	9713.04004	4254.84912	46.89428	9.01329
86:3	4143.82568	9726.30762	4292.20947	47.29002	8.42092
86:4	4083.98413	9736.71875	4234.06787	46.31261	7.84383
87:1	4154.50879	9744.93652	4291.05371	47.12710	7.67023
87:2	4203.47852	9751.03613	4273.05322	47.04866	7.35567
87:3	4216.65430	9760.30859	4297.07715	47.09883	6.86149
87:4	4188.87695	9765.72070	4255.63086	46.46431	6.39127
88:1	4309.26367	9770.93652	4356.58008	47.87661	5.94443
88:2	4244.80957	9774.03320	4295.05811	46.78723	6.31966
88:3	4326.88770	9779.30859	4361.44971	47.34540	5.30206
88:4	4315.14941	9784.72168	4337.97070	47.14799	5.42289



89:1	4361.85303	9790.93652	4390.59814	47.63431	17741
89:2	4398.79980	9794.03125	4387.47852	47.68938	5.07645
89:3	4401.79395	9798.30957	4417.97412	47.83520	5.09413
89:4	4417.03076	9801.72266	4416.50049	47.75294	4.74503
90:1	4410.52734	9805.93652	4441.67480	47.97585	5.08153
90:2	4501.32617	9807.03027	4468.59668	48.17495	4.24764
90:3	4430.19385	9809.30957	4446.28662	47.91920	4.78225
90:4	4642.17285	9810.72363	4630.42529	49.89809	4.55136
91:1	4711.20605	9811.93652	4545.63477	49.09182	4.21863
91:2	4569.34277	9813.02930	4638.33447	50.05222	3.72964
91:3	4573.08057	9816.31055	4536.78564	49.14019	4.36640
91:4	4670.57959	9819.62500	4643.36279	49.96813	4.26084

	IWN	IPC	IWR	PI	IPI
83:1	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	100.00000
83:2	1.17609	1.04771	1.12012	1.09849	95.18957
83:3	1.32956	1.12831	1.17654	1.25918	91.95363
83:4	1.29383	1.22526	1.05840	1.42254	95.22058
84:1	1.32169	1.29943	1.01855	1.49846	95.57072
84:2	1.41302	1.37614	1.02459	1.58826	93.06198
84:3	1.55832	1.47055	1.05804	1.67832	93.45096
84:4	1.56096	1.51831	1.03047	1.69111	97.60507
85:1	1.64433	1.61801	1.01769	1.75429	97.65009
85:2	1.75553	1.67830	1.04376	1.74044	96.21396
85:3	1.85942	1.71123	1.08492	1.70627	93.80327
85:4	1.84538	1.76601	1.04736	1.71536	95.93592
86:1	1.95960	1.82858	1.07315	1.65683	97.57011
86:2	2.03547	1.87756	1.08178	1.57252	101.65112
86:3	2.14228	1.90774	1.12120	1.52988	103.57995
86:4	2.16701	1.95732	1.10969	1.56635	104.44060
87:1	2.27651	2.00533	1.13682	1.61506	101.16901
87:2	2.37329	2.04725	1.15676	1.66348	103.62109
87:3	2.36909	2.08549	1.13422	1.72373	108.86464
87:4	2.46405	2.14089	1.15361	1.71190	103.72526
88:1	2.56803	2.17662	1.18148	1.74037	109.80636
88:2	2.57582	2.22132	1.15709	1.78767	109.21585
88:3	2.59720	2.29857	1.12817	1.84249	111.85930
88:4	2.81359	2.38417	1.18284	1.81933	111.83251
89:1	2.90378	2.44393	1.18982	1.87612	113.64520
89:2	2.96446	2.51253	1.17733	1.96259	116.78058
89:3	2.98629	2.60328	1.14535	1.95077	116.35129
89:4	3.25616	2.66727	1.22361	1.95448	118.90650
90:1	3.31240	2.75269	1.20502	1.98228	122.76239
90:2	3.44302	2.85082	1.20513	1.97484	126.78809
90:3	3.60023	2.94773	1.21946	2.00491	128.06567
90:4	3.76386	3.04214	1.24010	2.04804	130.90843
91:1	3.91429	3.09528	1.26637	2.02231	128.76054
91:2	4.16557	3.19677	1.30025	2.02556	127.57607
91:3	4.35560	3.27783	1.32674	2.01713	128.94646
91:4	4.55398	3.34404	1.36497	1.96487	119.14494



	YCF	PROD
3:1	157863.40625	.
3:2	150145.57813	35.96198
3:3	145314.26563	35.62386
3:4	150576.68750	36.09628
4:1	146350.00000	35.89333
4:2	142668.18750	34.70638
4:3	143533.96875	35.05053
4:4	150013.68750	36.63390
5:1	149667.29688	36.90404
5:2	147631.56250	36.12626
5:3	144203.29688	35.20461
5:4	147579.56250	36.31364
6:1	148671.25000	37.00368
6:2	155063.35938	37.91322
6:3	158302.96875	38.20197
6:4	159723.98438	39.10968
7:1	162906.70313	39.20983
7:2	167042.32813	39.74163
7:3	175825.31250	41.69765
7:4	167635.76563	40.01910
8:1	172672.71875	40.06787
8:2	171936.73438	40.50778
8:3	176429.53125	40.77499
8:4	176504.15625	40.90320
9:1	186863.51563	42.83799
9:2	192234.35938	43.70436
9:3	191888.00000	43.59295
9:4	196232.01563	44.42605
10:1	194126.10938	44.01179
10:2	200716.82813	44.59347
10:3	203120.71875	45.84898
10:4	207767.14063	44.75626
11:1	210939.90625	44.77156
11:2	209198.15625	45.78594
11:3	211842.23438	46.32355
11:4	195813.78125	41.92477

rent sample: 1983:3 to 1991:4

# RESULTS OF COVARIANCE PROCEDURE

\*\*\*\*\*

NUMBER OF OBSERVATIONS: 34

	MEAN	STD DEV	MINIMUM	MAXIMUM
	4273.94366	201.57885	4017.51709	4711.20605
	9723.52691	95.77091	9499.29980	9819.62500
	4342.54195	134.87365	4175.18604	4643.36279
	47.75878	0.95743	46.31261	50.05222
	6.63897	1.80746	3.72964	9.01329
	2.56305	0.92250	1.29383	4.55398
	2.18990	0.62595	1.12831	3.34404
	1.14827	0.089570	1.01769	1.36497
	1.76670	0.19649	1.25918	2.04804
	108.71877	12.51350	91.95363	130.90843
	172382.23805	23367.93899	142668.18750	211842.23438
	40.18474	3.67617	34.70638	46.32355
	4259.37924	189.58518	4017.51709	4711.20605
	9713.42216	103.16359	9476.06348	9816.31055
	4329.77067	125.77725	4175.18604	4638.33447
	47.72197	0.89171	46.31261	50.05222
	6.73609	1.76399	3.72964	9.01329
	2.46370	0.88262	1.17609	4.35560
	2.12236	0.62151	1.04771	3.27783
	1.14107	0.081058	1.01769	1.32674
	1.74122	0.22423	1.09849	2.04804
	108.01420	12.58287	91.95363	130.90843
	171039.05561	23292.66369	142668.18750	211842.23438
	40.00936	3.73245	34.70638	46.32355

	SUM	VARIANCE
	145314.08447	40634.03153
	330599.91504	9172.06792
	147646.42627	18190.90024
	1623.79868	0.91667
	225.72505	3.26689
	87.14362	0.85101
	74.45670	0.39181
	39.04126	0.0080227
	60.06776	0.038610
	3696.43813	156.58762
	5860996.09375	5.46061D+08
	1366.28112	13.51425
	144818.89404	35942.53959
	330256.35352	10642.72569
	147212.20264	15819.91633
	1622.54692	0.79514
	229.02708	3.11166
	83.76573	0.77902
	72.16037	0.38628
	38.79641	0.0065704

-1)	59.20138	0.050281
(-1)	3672.48275	158.32871
(-1)	5815327.89063	5.42548D+08
DD(-1)	1360.31832	13.93117

# CORRELATION MATRIX

	L	PRT	PA	TA
	1.0000			
	0.74574	1.00000		
	0.96884	0.74510	1.00000	
	0.75452	0.19583	0.79133	1.00000
	-0.94144	-0.81126	-0.89651	-0.58538
	0.94186	0.86643	0.95028	0.61433
	0.92763	0.90588	0.93546	0.55169
	0.89132	0.74750	0.87970	0.64430
	0.83252	0.81634	0.83034	0.46083
	0.93527	0.84933	0.92220	0.58085
	0.95088	0.84916	0.92607	0.59648
DD	0.88275	0.87836	0.86088	0.47417
-1)	0.93496	0.69716	0.91268	0.70533
P(-1)	0.75421	0.99951	0.75055	0.20520
(-1)	0.92648	0.73424	0.90012	0.65302
(-1)	0.56511	0.032652	0.52635	0.73062
DD(-1)	-0.92564	-0.75602	-0.87724	-0.60852
K(-1)	0.94168	0.87576	0.94736	0.60250
C(-1)	0.92283	0.91399	0.93007	0.53788
K(-1)	0.89267	0.69980	0.86856	0.67508
-1)	0.78322	0.84340	0.79955	0.38496
((-1)	0.95415	0.82591	0.94232	0.62382
((-1)	0.95746	0.81792	0.93913	0.63599
DD(-1)	0.93654	0.86029	0.91742	0.56691

	TDO	IWN	IPC	IWR
	1.00000			
	-0.91758	1.00000		
	-0.91786	0.99296	1.00000	
	-0.86843	0.93141	0.89167	1.00000
	-0.84288	0.86517	0.89993	0.66747
	-0.93853	0.94508	0.95728	0.84602
	-0.96095	0.95348	0.95911	0.87815
DD	-0.93470	0.91906	0.93600	0.83508
-1)	-0.92868	0.92354	0.90349	0.88541
P(-1)	-0.82165	0.87081	0.90942	0.75475
(-1)	-0.88134	0.94392	0.92763	0.87753
(-1)	-0.44168	0.47464	0.40566	0.51604
DD(-1)	0.96911	-0.90944	-0.90199	-0.87408
I(-1)	-0.91974	0.99749	0.99375	0.91973
(-1)	-0.91216	0.99199	0.99941	0.89216
((-1)	-0.87867	0.88570	0.85421	0.91150
-1)	-0.77766	0.85908	0.89801	0.64685
((-1)	-0.94074	0.97228	0.97043	0.89771
((-1)	-0.96025	0.97044	0.96405	0.91267
DD(-1)	-0.95140	0.96116	0.96319	0.89697

	PI	IPI	YCF	PROD
	1.00000			
	0.87370	1.0000		
	0.86743	0.98809	1.00000	
	0.84788	0.97400	0.98455	1.00000
	0.81018	0.90904	0.92862	0.88172
	0.82194	0.85466	0.85575	0.88361
	0.82455	0.91537	0.92466	0.87853
	0.32462	0.43919	0.45953	0.36596
	-0.83277	-0.92235	-0.94524	-0.91719
	0.86949	0.94905	0.95693	0.92504
	0.89552	0.95282	0.95524	0.93315
	0.65505	0.85099	0.88291	0.84354
	0.97274	0.83564	0.81991	0.80322
	0.85843	0.96693	0.96930	0.93492
	0.85379	0.95970	0.97577	0.94418
	0.84827	0.95636	0.97085	0.95075

	L(-1)	PRT(-1)	PA(-1)	TA(-1)
	1.00000			
	0.70708	1.00000		
	0.96168	0.74107	1.0000	
	0.68412	0.043030	0.69269	1.00000
	-0.94408	-0.76614	-0.89840	-0.52340
	0.91953	0.87988	0.94030	0.46412
	0.89597	0.91717	0.92339	0.39273
	0.87618	0.70763	0.85050	0.54863
	0.75760	0.84429	0.80008	0.26542
	0.94893	0.83323	0.95209	0.52063
	0.96100	0.82604	0.94800	0.53346
	0.90899	0.86746	0.90688	0.42763

	TDO(-1)	IWN(-1)	IPC(-1)	IWR(-1)
	1.00000			
	-0.90907	1.00000		
	-0.89433	0.99321	1.00000	
	-0.87452	0.89922	0.85129	1.00000
	-0.76155	0.86070	0.89772	0.59568
	-0.93639	0.97040	0.96578	0.86878
	-0.95859	0.96980	0.95918	0.89677
	-0.93953	0.96267	0.95998	0.87870

	PI(-1)	IPI(-1)	YCF(-1)	PROD(-1)
	1.00000			
	0.82974	1.0000		
	0.81509	0.98834	1.00000	
	0.81596	0.97648	0.98856	1.00000

# Dados Dessazonalizados em Logaritmos

\*\*\*\*\*

rent sample: 1983:1 to 1991:4

	LNL	LNPRT	LNPA	LNTA	LNTDO
83:1	.	.	.	.	.
83:2	8.33696	9.15652	8.34501	3.88602	2.02325
83:3	8.31363	9.15897	8.33691	3.87555	2.13072
83:4	8.33603	9.16133	8.35482	3.88800	2.08412
84:1	8.31315	9.16387	8.34388	3.86578	2.08614
84:2	8.32142	9.16629	8.35056	3.86663	2.15163
84:3	8.31753	9.16830	8.34893	3.86637	2.15511
84:4	8.31750	9.17063	8.35501	3.86407	2.16509
85:1	8.30779	9.17222	8.34671	3.85554	2.13266
85:2	8.31552	9.17368	8.34810	3.85489	2.18714
85:3	8.31780	9.17516	8.34872	3.85207	2.11830
85:4	8.30993	9.17686	8.34352	3.85196	2.17614
86:1	8.29842	9.17864	8.34947	3.84264	2.18792
86:2	8.31635	9.18122	8.35581	3.84790	2.19870
86:3	8.32937	9.18259	8.36456	3.85630	2.13072
86:4	8.31483	9.18366	8.35092	3.83541	2.05973
87:1	8.33195	9.18450	8.36429	3.85285	2.03735
87:2	8.34367	9.18513	8.36008	3.85118	1.99547
87:3	8.34680	9.18608	8.36569	3.85225	1.92592
87:4	8.34019	9.18663	8.35600	3.83868	1.85493
88:1	8.36852	9.18717	8.37944	3.86863	1.78245
88:2	8.35345	9.18748	8.36522	3.84561	1.84367
88:3	8.37260	9.18802	8.38056	3.85747	1.66809
88:4	8.36989	9.18858	8.37516	3.85329	1.69063
89:1	8.38065	9.18921	8.38722	3.86355	1.64430
89:2	8.38909	9.18953	8.38651	3.86471	1.62461
89:3	8.38977	9.18997	8.39344	3.86776	1.62809
89:4	8.39322	9.19031	8.39310	3.86604	1.55710
90:1	8.39175	9.19074	8.39879	3.87070	1.62561
90:2	8.41213	9.19086	8.40483	3.87484	1.44636
90:3	8.39620	9.19109	8.39982	3.86952	1.56491
90:4	8.44294	9.19123	8.44040	3.90998	1.51543
91:1	8.45770	9.19135	8.42192	3.89369	1.43951
91:2	8.42712	9.19147	8.44211	3.91307	1.31631
91:3	8				

	LNINW	LNIPC	LNINR	LNPI	LNPI
0:1	.	.	.	.	.
0:2	0.16219	0.046606	0.11343	0.093938	4.55587
0:3	0.28485	0.12072	0.16258	0.23046	4.52128
0:4	0.25760	0.20315	0.056758	0.35244	4.55620
1:1	0.27891	0.26192	0.018383	0.40444	4.55987
1:2	0.34573	0.31929	0.024292	0.46264	4.53327
1:3	0.44361	0.38564	0.056417	0.51780	4.53744
1:4	0.44530	0.41760	0.030016	0.52538	4.58093
2:1	0.49733	0.48120	0.017533	0.56207	4.58139
2:2	0.56277	0.51778	0.042831	0.55414	4.56657
2:3	0.62027	0.53721	0.081503	0.53431	4.54120
2:4	0.61269	0.56872	0.046269	0.53963	4.56368
3:1	0.67274	0.60354	0.070599	0.50491	4.58057
3:2	0.71073	0.62997	0.078603	0.45268	4.62155
3:3	0.76187	0.64592	0.11440	0.42519	4.64034
3:4	0.77335	0.67158	0.10408	0.44875	4.64862
4:1	0.82264	0.69581	0.12823	0.47937	4.61679
4:2	0.86428	0.71650	0.14563	0.50891	4.64074
4:3	0.86251	0.73500	0.12595	0.54449	4.69011
4:4	0.90181	0.76122	0.14289	0.53760	4.64175
5:1	0.94314	0.77777	0.16677	0.55410	4.69872
5:2	0.94617	0.79810	0.14591	0.58091	4.69333
5:3	0.95443	0.83229	0.12060	0.61112	4.71724
5:4	1.03446	0.86885	0.16792	0.59847	4.71700
6:1	1.06601	0.89361	0.17381	0.62921	4.73308
6:2	1.08669	0.92129	0.16325	0.67427	4.76030
6:3	1.09403	0.95677	0.13571	0.66822	4.75661
6:4	1.18055	0.98105	0.20180	0.67012	4.77834
7:1	1.19767	1.01258	0.18649	0.68425	4.81025
7:2	1.23635	1.04761	0.18659	0.68049	4.84252
7:3	1.28100	1.08104	0.19841	0.69560	4.85254
7:4	1.32544	1.11256	0.21519	0.71688	4.87450
8:1	1.36463	1.12988	0.23615	0.70424	4.85795
8:2	1.42685	1.16214	0.26256	0.70585	4.84871
8:3	1.47146	1.18718	0.28273	0.70168	4.85940
8:4	1.51600	1.20718	0.31113	0.67543	4.78034

	LNINW	LNIPC
0:1	.	.
0:2	11.91936	3.58246
0:3	11.88665	3.57302
0:4	11.92223	3.58619
1:1	11.89376	3.58055
1:2	11.86828	3.54692
1:3	11.87433	3.55679
1:4	11.91848	3.60097
2:1	11.91617	3.60832
2:2	11.90248	3.58702
2:3	11.87898	3.56118
2:4	11.90212	3.59219
3:1	11.90949	3.61102
3:2	11.95159	3.63530
3:3	11.97227	3.64289

6:4	11.98120	3.66637
7:1	12.00093	3.66893
7:2	12.02600	3.68240
7:3	12.07725	3.73044
7:4	12.02955	3.68936
8:1	12.05915	3.69057
8:2	12.05488	3.70149
8:3	12.08068	3.70807
8:4	12.08110	3.71121
9:1	12.13813	3.75743
9:2	12.16647	3.77745
9:3	12.16467	3.77490
9:4	12.18705	3.79383
9:1	12.17626	3.78446
9:2	12.20965	3.79759
9:3	12.22156	3.82535
9:4	12.24417	3.80123
1:1	12.25933	3.80157
1:2	12.25104	3.82398
1:3	12.26360	3.83565
1:4	12.18492	3.73588

rent sample: 1983:3 to 1991:4

# RESULTS OF COVARIANCE PROCEDURE \*\*\*\*\*

NUMBER OF OBSERVATIONS: 34

	MEAN	STD DEV	MINIMUM	MAXIMUM
RT	8.35923	0.046525	8.29842	8.45770
RT	9.18226	0.0098953	9.15897	9.19214
TA	8.37576	0.030653	8.33691	8.44319
TA	3.86597	0.019858	3.83541	3.91307
DO	1.85436	0.28696	1.31631	2.19870
WNI	0.87776	0.36438	0.25760	1.51600
FC	0.74243	0.29668	0.12072	1.20718
WR	0.13535	0.077121	0.017533	0.31113
FI	0.56282	0.11531	0.23046	0.71688
FI	4.68244	0.11365	4.52128	4.87450
CF	12.04866	0.13434	11.86828	12.26360
ROD	3.68943	0.091478	3.54692	3.83565
RT(-1)	8.35594	0.043863	8.29842	8.45770
RT(-1)	9.18121	0.010672	9.15652	9.19180
TA(-1)	8.37287	0.028668	8.33691	8.44211
TA(-1)	3.86522	0.018532	3.83541	3.91307
DO(-1)	1.87124	0.27920	1.31631	2.19870
WNI(-1)	0.83794	0.36648	0.16219	1.47146
FC(-1)	0.70830	0.30813	0.046606	1.18716
WR(-1)	0.12954	0.070647	0.017533	0.28273
FI(-1)	0.54572	0.13683	0.093936	0.71688
FI(-1)	4.67584	0.11431	4.52128	4.87450
CF(-1)	12.04065	0.13390	11.86828	12.26360
ROD(-1)	3.68491	0.092690	3.54692	3.83565

	SUM	VARIANCE
ERT	284.21390	0.0021645
RT	312.19672	0.000097917
RT	284.77567	0.00093962
DO	131.44300	0.00039435
DO	63.04827	0.082349
DO	29.84388	0.13277
DO	25.24267	0.088018
DO	4.60197	0.0059476
DO	19.13603	0.013297
DO	159.20312	0.012916
DO	409.65441	0.018048
DO	125.44051	0.0083682
DO(-1)	284.10182	0.0019240
DO(-1)	312.16110	0.00011389
DO(-1)	284.67749	0.00082184
DO(-1)	131.41762	0.00034345
DO(-1)	63.62205	0.077952
DO(-1)	29.49000	0.15451
DO(-1)	24.06210	0.094944
DO(-1)	4.40427	0.0049910
DO(-1)	19.55454	0.019274
DO(-1)	159.57885	0.013080
DO(-1)	409.38885	0.017929
DO(-1)	125.28705	0.0086280

# CORRELATION MATRIX

	LNLE	LNFRF	LNFA	LNFA
LNLE	1.00000			
LNFRF	0.74908	1.00000		
LNFA	0.96910	0.74943	1.0000	
LNFA	0.74722	0.18986	0.78352	1.00000
DO	-0.95946	-0.79618	-0.92525	-0.63041
DO	0.90573	0.93837	0.91012	0.48351
DO	0.88174	0.95562	0.89122	0.43292
DO	0.88805	0.75733	0.87249	0.62027
DO	0.80359	0.81967	0.80611	0.41396
DO	0.93344	0.86578	0.92071	0.55603
DO	0.94752	0.86390	0.92160	0.56914
DO	0.88294	0.88775	0.86059	0.45580
DO(-1)	0.93579	0.69881	0.91173	0.69798
DO(-1)	0.75749	0.99952	0.75474	0.19886
DO(-1)	0.92581	0.73842	0.90234	0.64723
DO(-1)	0.55416	0.026346	0.51895	0.73041
DO(-1)	-0.93617	-0.74703	-0.89603	-0.63953
DO(-1)	0.90283	0.94367	0.90372	0.47164
DO(-1)	0.86961	0.96304	0.87909	0.41011
DO(-1)	0.86997	0.70331	0.86137	0.65616
DO(-1)	0.75202	0.84321	0.75072	0.51311
DO(-1)	0.94935	0.84200	0.93000	0.59399
DO(-1)	0.93372	0.83102	0.93110	0.60339
DO(-1)	0.93280	0.80070	0.91174	0.54306



	LNTDO	LNIWN	LNIPC	LNIWK
DO	1.000000			
AN	-0.91756	1.000000		
PC	-0.89844	0.99367	1.000000	
WR	-0.87927	0.90211	0.84801	1.000000
LI	-0.82693	0.86351	0.89719	0.62840
PI	-0.94765	0.94892	0.94452	0.84959
PF	-0.96536	0.95210	0.94026	0.88108
PROD	-0.92976	0.93761	0.93242	0.84230
(-1)	-0.95136	0.87669	0.84780	0.88038
INT(-1)	-0.80588	0.94162	0.95771	0.76460
INT(-1)	0.98759	0.98888	0.88279	0.87838
INT(-1)	0.48331	0.32982	0.27825	0.48752
INT(-1)	0.98440	0.89712	0.87220	0.88304
INT(-1)	0.91430	0.99833	0.99418	0.88319
INT(-1)	0.88348	0.99178	0.99313	0.84281
INT(-1)	0.88889	0.84234	0.88888	0.98881
INT(-1)	0.74799	0.88378	0.88843	0.88342
INT(-1)	0.99992	0.99888	0.94888	0.89888
INT(-1)	0.97183	0.99131	0.99172	0.91848
PROD(-1)	0.99847	0.99731	0.94278	0.89872

	LNFI	LNFI	LNFI	LNFI
DO	1.000000			
AN	0.84951	1.000000		
PC	0.88884	0.98824	1.000000	
PROD	0.82829	0.97888	0.98889	1.000000
INT(-1)	0.77891	0.98887	0.92131	0.87789
INT(-1)	0.82447	0.87888	0.87818	0.88278
INT(-1)	0.79982	0.91222	0.91838	0.87482
INT(-1)	0.27788	0.41182	0.42313	0.34233
PROD(-1)	-0.88373	-0.92813	-0.94323	-0.91283
INT(-1)	0.88733	0.99134	0.99418	0.94214
INT(-1)	0.89179	0.98888	0.99134	0.92379
INT(-1)	0.81239	0.88488	0.88883	0.84973
INT(-1)	0.97814	0.79949	0.77422	0.78473
INT(-1)	0.88242	0.98892	0.98843	0.98943
INT(-1)	0.82288	0.98124	0.97831	0.94983
PROD(-1)	0.81871	0.98823	0.97237	0.98887

	LNFI(-1)	LNFI(-1)	LNFI(-1)	LNFI(-1)
DO(-1)	1.000000			
AN(-1)	0.78873	1.000000		
PC(-1)	0.98183	0.74518	1.000000	
PROD(-1)	0.87748	0.88878	0.88378	1.000000
INT(-1)	-0.98883	-0.78818	-0.92883	-0.98428
INT(-1)	0.88874	0.94789	0.89888	0.91738
INT(-1)	0.88387	0.98481	0.87189	0.28883
INT(-1)	0.87228	0.71189	0.84237	0.92713
INT(-1)	0.78887	0.84283	0.78888	0.19248
INT(-1)	0.94888	0.84918	0.94773	0.48888
INT(-1)	0.99833	0.88978	0.94147	0.98223
PROD(-1)	0.98821	0.87882	0.98233	0.48483



	LNTDO(-1)	LNIWN(-1)	LNIPC(-1)	LNIWRI(-1)
DO(-1)	1.00000			
WN(-1)	-0.89016	1.00000		
PC(-1)	-0.85733	0.99286	1.00000	
RI(-1)	-0.87776	0.85696	0.78943	1.00000
CI(-1)	-0.72456	0.85636	0.89750	0.52994
DI(-1)	-0.94746	0.95189	0.93421	0.86304
FI(-1)	-0.96485	0.94666	0.92122	0.89240
RODI(-1)	-0.93720	0.95436	0.93452	0.87450

	LNFI(-1)	LNIPI(-1)	LNIPCI(-1)	LNPRODI(-1)
FI(-1)	1.00000			
PI(-1)	0.78849	1.00000		
PCI(-1)	0.76580	0.98832	1.00000	
RODI(-1)	0.77838	0.97897	0.99827	1.00000